

**Investissements immobiliers directs :
quantification du risque par la modélisation
stochastique du portefeuille**

Travail de Bachelor réalisé en vue de l'obtention du Bachelor HES

par :

Louis JOHNER

Conseiller au travail de Bachelor :

Frédéric RUIZ, chargé de cours HES

Genève, le 29 mai 2015

Haute École de Gestion de Genève (HEG-GE)

Filière économie d'entreprise

Déclaration

Ce travail de Bachelor est réalisé dans le cadre de l'examen final de la Haute école de gestion de Genève, en vue de l'obtention du titre Bachelor of Science HES-SO en économie d'entreprise.

L'étudiant a envoyé ce document par email à l'adresse d'analyse remise par son conseiller au travail de Bachelor pour analyse par le logiciel de détection de plagiat URKUND. http://www.orkund.fr/student_gorsahar.asp

L'étudiant accepte, le cas échéant, la clause de confidentialité. L'utilisation des conclusions et recommandations formulées dans le travail de Bachelor, sans préjuger de leur valeur, n'engage ni la responsabilité de l'auteur, ni celle du conseiller au travail de Bachelor, du juré et de la HEG.

« J'atteste avoir réalisé seul le présent travail, sans avoir utilisé des sources autres que celles citées dans la bibliographie. »

Fait à Genève, le 29 mai 2015

Louis Johner

Remerciements

Tout d'abord, je tiens à remercier M. Frédéric Ruiz, chargé de cours à la HEG-GE et conseiller de ce travail, pour son suivi et son soutien. Je remercie aussi M. Elion Jani, chargé de cours à l'Institut d'Etudes Immobilières (IEI), et M. Martin Hoesli, professeur à l'Université de Genève, pour leurs précisions quant à leur travail sur les simulations de Monte Carlo appliquées à l'immobilier.

Je tiens également à remercier M. Michel Schneider, Stellvertreter CEO & Portfoliomanager de Pensimo Management AG, pour avoir accepté de participer à ce travail et, sans qui, ce travail n'aurait pas pu être réalisé. De plus, je remercie sincèrement Mme Françoise Ruchet et M. Patrick Wicht, respectivement directrice financière et directeur général de Régimo Lausanne SA, pour leur soutien et la flexibilité dont ils ont fait preuve, dans le cadre de ma formation à la Haute École de Gestion de Genève.

De plus, je souhaite remercier tout particulièrement M. Robert Seiler, chargé de cours à la HEG-GE, pour ses nombreux et précieux conseils, tout au long de ma formation, ainsi que M. Pierre Rabattoni, gérant d'immeubles à Régimo Lausanne SA, pour sa disponibilité et ses nombreuses explications quant à la pratique de la gestion immobilière, durant mes années à Régimo Lausanne SA.

Pour finir, je souhaite remercier Mme Patricia Pereira et Mme Monique Johner pour leurs relectures attentives et leur soutien indéfectible durant ma formation.

“Everything should be made as simple as possible, but not simpler.”

Albert Einstein

Résumé

Depuis quelques années, l'immobilier de rendement a gagné une place de choix dans les portefeuilles des investisseurs institutionnels et privés. Cet engouement engendre un besoin naturel de sophistication et de professionnalisation des techniques de gestion de portefeuille et des risques. Cependant, de par la nature de cette classe d'actifs, le risque d'un investissement immobilier direct reste difficile à appréhender et à quantifier. Nous remarquons, par exemple, que les outils de gestion des risques traditionnellement employés en finance de marché ne peuvent être utilisés pour quantifier le risque d'un immeuble de rapport.

Ainsi, notre travail a pour objectif de proposer une méthodologie de quantification du risque d'un portefeuille immobilier direct. Le modèle que nous proposons, permet de développer une vision prospective du rendement et du risque d'un portefeuille immobilier et de ses actifs constitutifs. Pour ce faire, nous décomposons la structure des cash-flows de chaque actif et nous relient chaque flux à un facteur de risque sous-jacent. Par l'utilisation de simulations de Monte Carlo, nous obtenons une modélisation stochastique du portefeuille immobilier.

Dans le cadre de ce travail, nous implémentons cette méthodologie pour un portefeuille immobilier institutionnel. Ce portefeuille est composé de douze immeubles sis en Suisse et représente une valeur estimée à plus de CHF 307 millions.

Cette approche nous permet d'obtenir la distribution des valeurs actuelles des actifs constitutifs du portefeuille et d'estimer leur rendement prospectif sur l'horizon de projection. De plus, ce modèle nous permet de quantifier le risque inhérent au portefeuille analysé. Dans ce cadre, nous sommes en mesure de calculer la volatilité du portefeuille, mais aussi sa Value-at-Risk et son maximum drawdown. En outre, ces simulations peuvent servir d'outils de pilotage du portefeuille, notamment dans le cadre d'une gestion actif-passif, mais aussi en permettant de déterminer la période de détention optimale des actifs.

Table des matières

Déclaration.....	i
Remerciements.....	ii
Résumé	iv
Liste des tableaux	vii
Liste des figures.....	vii
1. Introduction.....	1
2. Méthodes.....	3
2.1 Adjusted Present Value.....	3
2.2 Simulations de Monte Carlo.....	4
2.2.1 Généralités	4
2.2.2 Technique de la fonction inverse	4
2.2.3 Implémentation sur Excel.....	4
2.3 Mouvement brownien géométrique.....	5
2.3.1 Généralités	5
2.3.2 Propriétés du MBG	5
2.3.3 Estimation des paramètres du MBG	6
2.4 Méthode de modélisation des corrélations.....	7
2.4.1 Enjeux de la modélisation des corrélations	7
2.4.2 Décomposition de Cholesky	7
2.4.3 Copule de Frank	8
2.5 Modèle de Cox, Ingersoll et Ross.....	8
3. Données et réalisation.....	10
3.1 Caractéristiques du portefeuille	10
3.2 Données du modèle.....	11
3.2.1 Nettoyage des données brutes	11
3.2.2 Période de calcul des observations empiriques	11
3.3 Techniques de modélisation.....	12
3.3.1 Détermination des Free Cash-Flows.....	12
3.3.1.1 La modélisation du revenu locatif	12
3.3.1.1.1 Génération d'un indice général des loyers	12
3.3.1.1.2 Modélisation des structures de corrélation	14
3.3.1.1.3 Génération de la projection du revenu locatif	17
3.3.1.1.4 Modélisation de l'impact des travaux de rénovation (CAPEX)	18
3.3.1.1.5 Modélisation du taux de vacance	20
3.3.1.2 Coûts de fonctionnement et d'entretien.....	21
3.3.1.3 Dépenses en capital	22
3.3.2 Valeur terminale	23
3.3.2.1 Modèle de Gordon et Shapiro	23
3.3.2.2 Modèle du mouvement brownien géométrique	24
3.3.2.2.1 Définition du modèle	24

3.3.2.2.2	Hypothèses sous-jacentes	25
3.3.2.2.3	Implémentation du modèle	26
3.3.2.2.4	Détermination de la période de détention optimale	28
3.3.2.2.5	Détermination du maximum drawdown	30
3.3.3	Détermination des taux d'actualisation.....	32
3.3.3.1	Généralités	32
3.3.3.2	Modélisation du taux d'intérêt.....	33
3.3.3.2.1	Construction de l'échantillon	33
3.3.3.2.2	Construction de la courbe des taux spots	35
3.3.3.3	Détermination de la prime de risque systématique	36
3.3.3.4	Détermination de la prime de risque idiosyncratique	39
4.	Résultats.....	42
4.1	Analyse des valeurs	42
4.1.1	Estimations des valeurs APV	42
4.1.2	Analyse de la distribution des valeurs APV	44
4.2	Projection du rendement du portefeuille	48
4.3	Estimation du risque du portefeuille	49
4.3.1	Analyse de la volatilité	50
4.3.2	Maximum Drawdown	51
4.3.3	Value-at-Risk.....	52
4.3.3.1	VaR par rapport à la valeur d'évaluation	52
4.3.3.2	VaR par rapport à la valeur requise	53
4.3.3.3	VaR par rapport au prix d'achat	54
4.3.4	L'effet de diversification	55
4.3.5	Gestion du risque de cash-flow.....	56
4.4	Stabilité des simulations.....	56
5.	Conclusion	61
	Bibliographie	63

Liste des tableaux

Tableau 1 : Règles d'indexation du loyer en fonction du CAPEX	19
Tableau 2 : Taux de vacance	20
Tableau 3 : Coefficients d'autocorrélation	26
Tableau 4 : Facteurs de risque idiosyncratiques	40

Liste des figures

Figure 1 : Données techniques du portefeuille	10
Figure 2 : Données financières du portefeuille	10
Figure 3 : UBS Swiss Real Estate Bubble Index	12
Figure 4 : Matrice des corrélations des prix de l'immobilier en Suisse.....	15
Figure 5 : Exemple de trajectoires des revenus locatifs	17
Figure 6 : Exemple de trajectoire des revenus locatifs de l'immeuble 3	19
Figure 7 : Exemple de trajectoires des revenus locatifs nets.....	21
Figure 8 : Évolution des prix des immeubles de rendement et des loyers	24
Figure 9 : Exemple de trajectoires pour la valeur des actifs	27
Figure 10 : Exemple de valeurs APV pour une vente en année t	29
Figure 11 : Maximum drawdown pour une trajectoire de prix de l'immeuble 1	31
Figure 12 : Historique des taux hypothécaires variables en Suisse.....	35
Figure 13 : Taux hypothécaires variables obtenus par régression.....	35
Figure 14 : Valeurs APV normalisées (en % valeur DCF)	43
Figure 15 : Différence entre valeurs DCF et APV (en % valeur DCF).....	43
Figure 16 : Poids de la valeur terminale actualisée (en % valeur APV)	44
Figure 17 : Distribution des valeurs APV du portefeuille.....	45
Figure 18 : Distribution du total des cash-flows du portefeuille.....	46
Figure 19 : Distribution des valeurs APV de l'immeuble 4	47
Figure 20 : Coefficients d'asymétrie et Excess kurtosis des distributions	47
Figure 21 : Rendements prospectifs des actifs.....	48
Figure 22 : Distribution des rendements du portefeuille	49
Figure 23 : Ecart-types des distributions (en % valeur APV)	50
Figure 24 : Maximums Drawdowns	51
Figure 25 : Value-at-Risk de l'APV par rapport au prix DCF.....	53
Figure 26 : Value-at-Risk de l'APV par rapport au prix requis	54
Figure 27 : Value-at-Risk de l'APV par rapport au prix d'achat.....	55
Figure 28 : Distribution des valeurs APV – Cas du p1 empirique	57
Figure 29 : Distribution des valeurs APV – Cas du p1 fixe	57
Figure 30 : Comparaison des valeurs APV du portefeuille	58
Figure 31 : Comparaison des écart-types des valeurs APV du portefeuille	58
Figure 32 : Coefficients d'asymétrie et Excess kurtosis du portefeuille	59
Figure 33 : Poids des valeurs terminales actualisées (en % valeur APV).....	60

1. Introduction

L'immobilier direct est une classe d'actifs de plus en plus prisée par les investisseurs institutionnels et privés suisses. Cet apport massif de liquidité sur le marché et la part de plus en plus grande de l'immobilier direct dans les portefeuilles institutionnels engendrent la nécessité d'une gestion des risques plus sophistiquée et plus professionnelle (Bywater 2011 ; Chaney & al. 2010). Cependant, de par la nature de cette classe d'actifs, la plupart des outils traditionnels de gestion du risque, notamment ceux employés en finance de marché, ne peuvent pas être utilisés pour des placements immobiliers directs. Dans la pratique, les analyses de portefeuilles se concentrent souvent sur les caractéristiques techniques du portefeuille (nombre d'immeubles et d'objets, répartition géographique et types de surfaces) et sur quelques données financières simples (évaluation des actifs, revenu locatif, cash-flows (CFs), etc...).

Certes, ces informations sont cruciales pour la gestion du portefeuille. Toutefois, ce recueil d'informations constitue bien trop souvent une fin en soi pour l'investisseur. Au contraire, notre postulat est que ces données devraient constituer le point de départ de l'analyse du portefeuille. L'objectif de notre travail est donc de proposer une méthodologie permettant de décomposer la structure du portefeuille et de quantifier son risque. La difficulté de cette analyse provient du fait que les actifs immobiliers présentent des structures de flux de trésoreries complexes. Ces flux dépendent de facteurs de risque sous-jacents de nature micro-économique, macro-économique et financière. Dans cette optique, il est intéressant de constater que de nombreux facteurs sont de type systématique. C'est-à-dire que le facteur de risque influence l'ensemble du portefeuille. C'est notamment le cas des loyers. C'est pour cette raison que nous avons décidé de nous concentrer sur une approche statistique du risque.

Concrètement, l'approche que nous proposons consiste à modéliser chacun des CFs constitutifs de l'actif immobilier et de les relier à leurs facteurs de risque respectifs. Puis, nous modélisons ces facteurs de risque comme des variables stochastiques suivant des distributions statistiques pré-spécifiées. Finalement, nous employons une simulation de Monte Carlo pour quantifier les impacts possibles de la fluctuation de ces variables, sur la valeur de l'actif. Ceci nous permet d'avoir une vision dynamique du risque du portefeuille tout en tenant compte de l'interdépendance entre les actifs. Une fois la distribution des valeurs obtenue pour chacun des actifs et pour le portefeuille dans son ensemble, nous serons en mesure d'appliquer des outils traditionnels de gestion des risques à l'analyse d'un portefeuille immobilier. Cela nous permettra notamment de

calculer la volatilité du portefeuille, mais aussi sa Value-at-Risk et son maximum drawdown. De plus, nous pourrions dériver la matrice des corrélations du portefeuille.

Il est important de préciser que la méthodologie proposée n'a pas la prétention de remplacer les méthodologies traditionnelles d'évaluation immobilières. Au contraire, nous pensons que ces approches sont complémentaires. La méthode des Discounted Cash-Flows (DCF) reste un indicateur extrêmement performant de la valeur d'un actif (Aziz & al. 2005). Notre approche, quant à elle, souhaite répondre au problème de quantification du risque de cette valeur (Bender & al. 2006). Pour ce faire, nous devons faire abstraction de certaines caractéristiques idiosyncratiques des actifs. Ainsi, alors que l'évaluation traditionnelle apporte une connaissance détaillée d'un actif, notre objectif est de modéliser la dynamique du portefeuille dans son ensemble. Cette approche statistique engendre mécaniquement une perte de spécificité. L'approche que nous proposons est relativement novatrice. Dès lors, elle a uniquement vocation à servir de canevas de base et pourra sûrement faire l'objet d'améliorations. Ainsi, nous proposons un outil de travail qui permet d'apporter des informations complémentaires à celles d'une évaluation déterministe.

Concernant la structure de ce travail, nous commencerons par une brève présentation des concepts théoriques et techniques utilisés pour la modélisation. Puis, nous présenterons notre méthodologie pour la modélisation du portefeuille, ainsi que les données statistiques utilisées. Pour finir, nous commenterons les résultats obtenus et proposerons des pistes d'améliorations du modèle.

2. Méthodes

Dans cette section, nous présentons très brièvement l'ensemble des méthodes et techniques de modélisation utilisées dans le cadre de ce travail. Pour plus de précisions au sujet d'un concept particulier, nous dirigeons le lecteur vers les sources que nous citons.

2.1 Adjusted Present Value

Afin d'implémenter nos simulations, nous devons définir un modèle sous-jacent d'actualisation des flux de trésorerie. Pour des raisons pratiques, nous avons choisi le modèle de l'adjusted present value (APV). En effet, ce modèle permet de pallier au problème de circularité inhérent au calcul du coût moyen pondéré du capital (CMPC ou WACC) dans la méthode DCF. La méthode de l'APV consiste à décomposer la valeur de l'actif entre sa valeur sous des conditions parfaites de marché, et sa valeur résultant d'imperfections de marché (Hoesli & al. 2005). Formellement, nous avons la formule suivante :

$$PV_0 = \sum_{t=1}^T \frac{FCF_t}{(1 + k_u)^t} + \sum_{t=1}^T \frac{k_i * \tau * D_{t-1}}{(1 + k_i)^t} + \frac{TV_T}{(1 + k_u)^T}$$

Où, PV_0 est la valeur actuelle de l'actif, FCF_t le flux de trésorerie libre en t , D_{t-1} la valeur de la dette en $t-1$, TV_T la valeur terminale de l'actif en T , k_u le coût du capital pour un actif financé en fonds propres, k_i le coût de la dette avant impôt et τ le taux d'imposition. Concrètement, cette équation suppose que la valeur actuelle de l'actif est la somme des valeurs actuelles des trois éléments qui composent les CFs de l'actif. Ces éléments sont les revenus que génère l'actif (1^{er} terme), l'économie d'impôt généré par le financement par dette (2^{ème} terme) et de la valeur terminale de l'actif (3^{ème} terme).

Dans ce travail, et considérant le fait que nous analyserons un portefeuille institutionnel, nous partons du principe que les revenus ne sont pas imposés. Ainsi, la valeur actuelle de l'économie d'impôt est de zéro. Dès lors, nous utiliserons la formule suivante :

$$PV_0 = \sum_{t=1}^T \frac{FCF_t}{(1 + k_u)^t} + \frac{TV_T}{(1 + k_u)^T}$$

Ainsi, nous remarquons que le taux d'actualisation que nous utiliserons, représente uniquement le coût du financement en fonds propres.

2.2 Simulations de Monte Carlo

2.2.1 Généralités

Dans le cadre de la finance, les simulations de Monte Carlo sont des simulations probabilistes consistant à générer de nombreux échantillons de variables aléatoires, afin de modéliser un actif financier ou un ensemble complexe de CFs. Plus précisément, il s'agit de modéliser les facteurs des risques sous-jacents à l'actif évalué en leur attribuant une distribution de probabilité pré-spécifiée. Une fois le modèle construit, il s'agit de générer informatiquement des ensembles d'échantillons des variables aléatoires, ceci permettant d'apprécier l'impact du risque sur l'actif (Defusco & al. 2007 ; Hull 2011).

2.2.2 Technique de la fonction inverse

La génération de variables aléatoires suivant une loi de probabilité pré-spécifiée se fait à l'aide de la technique de la fonction inverse (Hull 2011). Pour ce faire, il suffit de déterminer l'inverse de la fonction de répartition de la loi que suit notre variable. Plus exactement, nous définissons une fonction $F(x)$ comme la fonction de répartition d'une variable aléatoire X . C'est-à-dire que cette fonction $F(x)$ est égale à la probabilité que la variable X soit inférieure à x , soit $F(x) = P(X < x)$. Cette probabilité sera en toute logique comprise entre 0 et 1. Dès lors, nous devons commencer par définir la réciproque de la fonction $F(x)$, soit $F^{-1}(Y)$. Il nous suffit ensuite de générer des variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées (iid) comprises entre $[0,1]$, celles-ci représentent les probabilités de la fonction de répartition, soit $Y \sim U(0,1)$. Enfin, nous insérons ces variables aléatoires iid dans la fonction réciproque de la fonction de répartition, afin d'obtenir des variables aléatoires distribuées selon la loi pré-spécifiée. Mathématiquement, nous avons :

$$F(x) = P(X < x) \text{ et } Y \sim U(0,1)$$

$$F^{-1}(Y) = X$$

Où, la variable X est distribuée selon la loi, dont la fonction de répartition est $F(x)$.

2.2.3 Implémentation sur Excel

L'utilisation du logiciel Excel permet une implémentation aisée de la technique de la fonction inverse. En effet, les fonctions réciproques ($F^{-1}(Y)$) des fonctions de répartition des principales lois de distributions statistiques sont déjà implémentées. Dès lors, nous ne devons pas calculer nous-même les fonctions réciproques. Concrètement, il suffit de générer une variable aléatoire indépendante et uniformément distribuée à l'aide de la fonction Excel y relative (« =alea() » dans la version francophone). Puis, d'insérer cette

variable aléatoire dans la fonction inverse souhaitée. Par exemple, pour générer une variable aléatoire distribuée selon une loi normale, nous emploierons la formule Excel suivante :

$$= \text{LOI.NORMALE.INVERSE} (\text{alea}() ; \mu ; \sigma)$$

Où, μ est l'espérance et σ l'écart-type de cette loi normale.

2.3 Mouvement brownien géométrique

2.3.1 Généralités

Un mouvement brownien géométrique (MBG) est un processus stochastique permettant de modéliser l'évolution d'une variable aléatoire au cours du temps (Hull 2011). Ce mouvement est dérivé du processus de Wiener général. La représentation du prix d'un actif financier à l'aide d'un MBG consiste à appliquer une espérance (« drift ») constante au processus de rentabilité de cet actif. Formellement, un MBG continu se définit de la manière suivante :

$$dS = \mu S dt + \sigma S dz$$

$$\frac{dS}{S} = \mu dt + \sigma dz$$

Où, S est la valeur de l'actif financier en t , μ est l'espérance de rentabilité de l'actif, dt l'intervalle de temps du processus, σ la volatilité du processus et dz la limite du Δ de la variable z quand Δt tend vers 0. Dans ce travail, nous utiliserons la version discrète du MBG, soit :

$$\frac{\Delta S}{S} = \mu \Delta t + \sigma \varepsilon \sqrt{\Delta t}$$

$$\Delta S = \mu S \Delta t + \sigma S \varepsilon \sqrt{\Delta t}$$

Où, $\frac{\Delta S}{S}$ est le processus de rentabilité de l'actif financier qui suit un processus de Wiener général, Δt est l'intervalle de temps discret du processus et ε une variable aléatoire normale centrée réduite, que nous obtenons à l'aide de la technique de la fonction inverse. Cette formule implique que l'actif financier modélisé présente une rentabilité égale à son espérance de rentabilité sur l'intervalle de temps, mais avec une certaine volatilité (bruit dans le processus).

2.3.2 Propriétés du MBG

Les MBGs sont couramment employés pour la modélisation des actifs financiers en raison de leurs propriétés qui respectent l'hypothèse d'efficience des marchés (Hull

2011 et Yang). Premièrement, les MBGs permettent de modéliser des processus de prix dont l'espérance de rentabilité est constante et indépendante du prix de l'actif. Il est important de noter que cela n'est pas le cas du mouvement brownien général (processus de Wiener général). En effet, celui-ci consiste à modéliser le processus de prix avec des incréments présentant une espérance constante. De plus, les incréments du MBG suivent une distribution normale, soit :

$$W_t - W_s \sim N(0, t - s)$$

$$\text{Avec } s < t$$

Où, W_t et W_s sont respectivement les valeurs prises par le processus en temps t et s . Cette première propriété du MBG est capitale, s'il l'on souhaite modéliser un processus de prix qui concorde avec la théorie financière (Hull 2011). Secondairement, le MBG est un processus markovien. C'est-à-dire que les incréments successifs sont indépendants. Ainsi, la trajectoire spécifique du prix de l'actif n'aura aucune influence sur la distribution de probabilité des prix futurs. Concrètement, cela consiste à modéliser des actifs respectant la forme faible de l'efficience des marchés. Cette hypothèse stipule que les informations concernant les volumes ou les prix passés ne peuvent pas être utilisées pour générer un rendement supérieur à celui requis par le risque de l'actif. Nous en déduisons que toute l'information de l'historique des prix est contenue dans le prix actuel. C'est en raison de ces spécificités propres au MBG, que nous avons décidé d'employer ce processus pour la modélisation du portefeuille.

2.3.3 Estimation des paramètres du MBG

Pour l'estimation des paramètres d'un MBG, nous utilisons des rendements logarithmiques. Cela permet d'éviter l'emploi de moyennes géométriques. Formellement, nous utilisons les formules suivantes (Baroni & al. 2006) :

$$m = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right)$$

Où, m est le rendement moyen, N le nombre d'observations, \ln le logarithme naturel et S_t le prix en t .

$$\sigma^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{t=1}^N \left[\ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right) - m \right]^2$$

$$\mu = m + \frac{1}{2} \sigma^2$$

Où, σ^2 est la variance et μ l'espérance du MBG.

2.4 Méthode de modélisation des corrélations

2.4.1 Enjeux de la modélisation des corrélations

La modélisation des corrélations et l'implémentation des processus corrélés revêtent une importance fondamentale pour la pertinence des simulations effectuées. En effet, si nous ne tenons pas compte des relations entre les différents processus lors de leur modélisation (notamment l'évolution des revenus locatifs et des valeurs des immeubles), nous obtiendrons des résultats sans cohérence économique. Par exemple, si nous ne modélisons pas le taux de vacance comme une variable corrélée au loyer, nous omettons la réalité économique sous-jacente. En effet, une augmentation du prix sur le marché de la location (loyer) est le résultat, économiquement parlant, d'une augmentation de la demande par rapport à l'offre, donc d'une réduction du taux de vacance. Ainsi, nous devons modéliser la relation négative entre le taux de vacance et les loyers. A cet effet, nous avons recours aux deux techniques mentionnées ci-après. L'explication détaillée de ces modèles dépassant le cadre de ce travail, nous nous contenterons de présenter les formules utilisées et nous renvoyons le lecteur intéressé à la littérature spécialisée.

2.4.2 Décomposition de Cholesky

La décomposition de Cholesky consiste à factoriser la matrice des corrélations en deux matrices triangulaires. Cette factorisation nous permet d'obtenir les coefficients alpha (α) utiles à la génération des variables aléatoires. Pour plus de deux variables aléatoires, la décomposition de Cholesky doit être résolue par un processus itératif, que nous pouvons facilement coder en VBA par exemple (Hull 2011).

Dans le cadre de ce travail, nous nous limiterons à la décomposition de Cholesky d'une matrice de corrélation de 2x2. Dans ce cas, la factorisation se simplifie et nous pouvons utiliser les formules analytiques suivantes (Haugh 2004, Hull 2011) :

$$\begin{aligned}\varepsilon_1 &= x_1 \\ \varepsilon_2 &= \rho x_1 + x_2 \sqrt{1 - \rho^2}\end{aligned}$$

Où x_1 et x_2 sont des variables aléatoires indépendantes de lois normales centrées réduites, ρ le coefficient de corrélation considéré et ε_1 et ε_2 les variables résultant de lois normales centrées réduites et suivant une relation définie par ρ . Cette technique sera utilisée pour la modélisation de MBGs corrélés entre eux.

2.4.3 Copule de Frank

L'usage de copules permet de modéliser plusieurs séries de variables aléatoires de distributions quelconques en respectant une certaine dépendance ou corrélation entre ces données. Concrètement, la copule permet d'établir une relation entre la fonction de distribution jointe de variables et leurs fonctions de distributions marginales. Mathématiquement, nous pouvons représenter le concept de copule de la manière suivante (Financial Wisdom Forum, 2015) :

$$F(u, v) = C(F_1(u), F_2(v))$$

Où, $F(u, v)$ est la fonction de distribution jointe des deux variables, $F_1(u)$ et $F_2(v)$ sont les fonctions de distributions marginales et C est la copule. Conceptuellement, la fonction de distribution jointe décrit simplement la probabilité d'un tirage de deux variables aléatoires qui suivent chacune une distribution spécifique. Dans ce travail, nous employons la copule de Frank qui se définit de la manière suivante :

$$C(u, v) = \frac{-1}{d} \ln \left[1 - \frac{(1 - e^{-du})(1 - e^{-dv})}{(1 - e^{-d})} \right]$$
$$d = \frac{\ln \left(\frac{(1 + \rho)}{(1 - \rho)} \right)}{0.29}$$

Où, u et v sont des variables aléatoires uniformément distribuées entre 0 et 1, et ρ est le coefficient de corrélation souhaité. Ainsi, l'implémentation de cette copule se fait simplement en générant aléatoirement les variables u et v . Puis, la fonction $C(u, v)$ nous permet d'obtenir une variable aléatoire $w \sim U(0,1)$, présentant un coefficient de corrélation ρ avec la variable u . Pour finir, à l'aide de la technique de la fonction inverse, nous pouvons simplement transformer les variables u et w , afin qu'elles soient distribuées selon une loi particulière. Bien évidemment, même après modification de la loi de distribution des deux variables, celles-ci présenteront toujours ce même coefficient de corrélation.

2.5 Modèle de Cox, Ingersoll et Ross

Pour la modélisation des taux d'intérêts, nous utiliserons le modèle de Cox, Ingersoll et Ross (CIR) (Cox & al. 1985). Il s'agit d'un modèle d'équilibre permettant de prévoir les taux d'intérêt courts, puis d'en déduire les taux longs. Il repose sur deux composants : une tendance (drift) et la volatilité du processus. Mathématiquement, nous avons (Hull 2011):

$$dr_t = a(b - r_t)dt + \sigma \sqrt{r_t} dz$$

Où, dr_t est la différence de taux, a la vitesse de retour à la moyenne, b le taux moyen et r_t le taux actuel. Le premier et deuxième terme de cette équation supposent respectivement que le taux d'intérêt est un processus « mean-reverting » et stochastique, dont les variations sont distribuées normalement. Nous remarquons aussi que l'écart-type dépend du niveau des taux d'intérêts, ou plus précisément de la racine carrée du taux actuel. Cela implique que le taux court ne peut pas être inférieur à zéro. La version discrète de ce modèle peut être représentée de la manière suivante (Cox & al. 1985) :

$$\Delta r = a(b - r)\Delta t + \sqrt{r} \sigma \varepsilon \sqrt{\Delta t}$$

Où, ε est une variable aléatoire normale centrée réduite. De plus, le modèle de CIR propose une relation linéaire avec le taux long $R(t, T)$, qui s'exprime de la manière suivante :

$$R(t, T) = A(t, T) + B(t, T)r_t$$

$$A(t, T) = \left[\frac{2\gamma e^{(\alpha+\gamma)(T-t)/2}}{(\gamma + a)(e^{\gamma(T-t)} - 1) + 2\gamma} \right]^{2ab/\sigma^2}$$

$$B(t - T) = \frac{2(e^{\gamma(T-t)} - 1)}{(\gamma + a)(e^{\gamma(T-t)} - 1) + 2\gamma}$$

$$\gamma = \sqrt{a^2 + 2\sigma^2}$$

Nous ne rentrerons pas dans l'explication détaillée de ce qu'impliquent ces formules. Cependant, il est utile de noter que Hull propose un modèle de tableur Excel pour l'implémentation du modèle de CIR (John Hull's Web Site). Nous sommes partis de ce tableur pour implémenter ce modèle.

Dans le cadre de ce travail, ce modèle nous permettra de construire la courbe des taux zéro coupon, qui n'existe pas pour la Suisse. De plus, il nous permettra de réaliser des simulations des taux futurs, afin de modéliser la prime de risque systématique. Nous reviendrons sur ces points dans la suite de ce travail.

3. Données et réalisation

3.1 Caractéristiques du portefeuille

Le portefeuille immobilier analysé dans le cadre de ce travail se compose de douze immeubles locatifs sis en Suisse. Les douze immeubles composant le portefeuille représentent une valeur de plus de CHF 307 millions au 31.12.2014 (valeur DCF calculée par la société Wüest & Partner AG) et un revenu locatif actuel de CHF 15.7 millions. Le portefeuille se concentre dans la région du nord-ouest de la Suisse et de Zurich. L'affectation principale des surfaces locatives est résidentielle (87% en terme de revenu locatif), avec quelques surfaces commerciales (13%). Cette répartition est proche de l'allocation standard des investisseurs institutionnels suisses qui possèdent approximativement 85% d'immobilier résidentiel dans leur portefeuille (Hoesli & al. 2005). Les tableaux ci-dessous résument les informations principales du portefeuille.

Figure 1 : Données techniques du portefeuille

N°	Région	Affectation surfaces	Année de construction	Rénovation totale	Rénovation partielle	Age bâtiment
1	Zurich	Résidentielle	1951	Aucune	2004	63
2	North-west	Résidentielle / commerciale	1994	Aucune	2007	20
3	North-west	Résidentielle	1982	Aucune	2006	32
4	North-west	Résidentielle	1974	2006	Aucune	8
5	North-west	Résidentielle	1997	Aucune	Aucune	17
6	North-west	Résidentielle	1966	2007	1996	7
7	North-west	Résidentielle	1973	2004	Aucune	10
8	North-west	Résidentielle / commerciale	1975	2013	1996	1
9	North-west	Résidentielle	1957	1990	2005	24
10	North-west	Résidentielle	1896	1992	Aucune	22
11	South	Résidentielle / commerciale	2013	Aucune	Aucune	1
12	Center	Résidentielle	2001	Aucune	Aucune	13

(Données du propriétaire)

Figure 2 : Données financières du portefeuille

N°	Prix d'achat	Année acquisition	Valeur DCF	Date estimation DCF	Revenu locatif réel	Revenu locatif potentiel
1	3'359'600	2003	5'562'000	31.12.2014	271'620	300'930
2	12'238'300	2004	14'200'000	31.12.2014	1'017'528	1'156'395
3	4'444'000	2003	8'452'000	31.12.2014	419'124	458'380
4	10'884'000	2003	20'260'000	31.12.2014	993'228	1'083'308
5	13'241'500	2004	19'150'000	31.12.2014	1'035'912	1'157'322
6	4'376'000	2003	7'897'000	31.12.2014	378'816	419'160
7	55'726'200	2003	113'980'000	31.12.2014	5'736'856	6'222'573
8	2'981'900	2003	6'195'000	31.12.2014	281'040	291'738
9	13'165'000	2003	18'640'000	31.12.2014	957'576	989'130
10	14'905'100	2006	15'860'000	31.12.2014	817'464	848'300
11	30'200'000	2012	35'155'000	31.12.2014	1'890'958	1'926'113
12	35'658'200	2003	41'900'000	31.12.2014	1'937'880	2'085'168
Somme	201'179'800		307'251'000		15'738'002	16'938'517

(Données du propriétaire)

3.2 Données du modèle

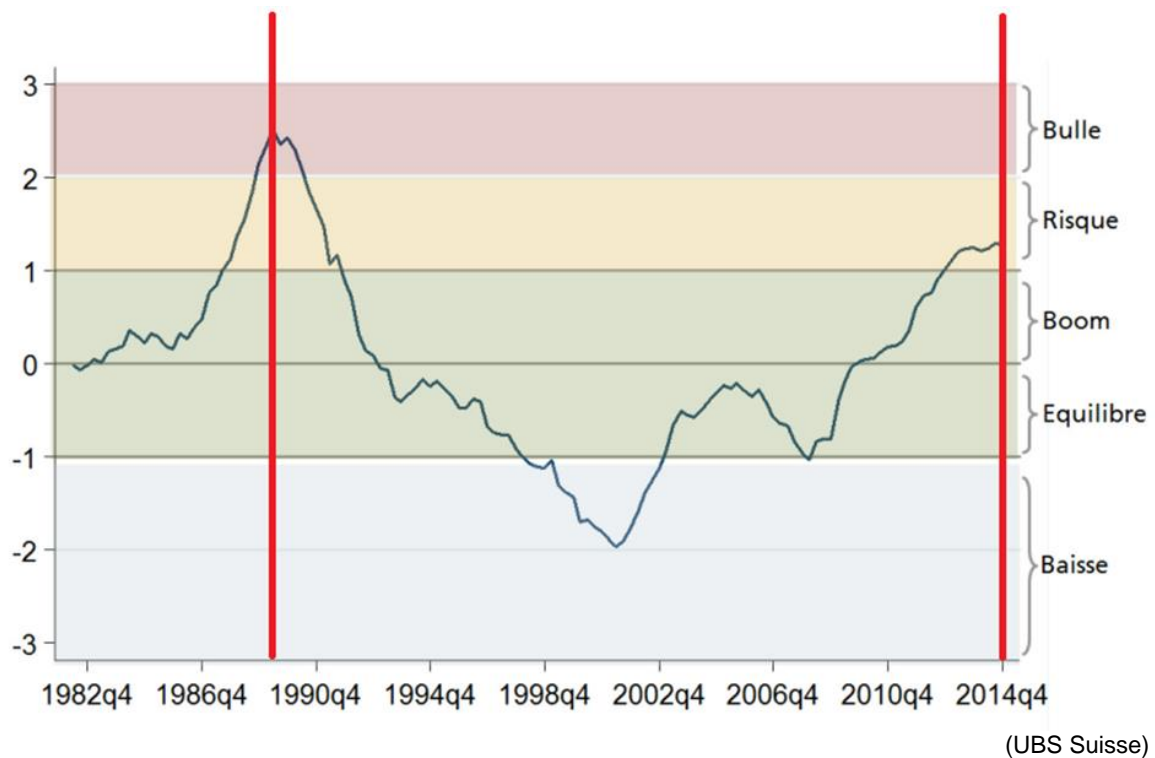
3.2.1 Nettoyage des données brutes

Le paramétrage du modèle a nécessité le calcul de nombreuses statistiques à partir de données financières ou économiques. Dans ce travail, nous avons uniquement utilisé des données disponibles gratuitement sur internet. Il va de soi que le paramétrage pourrait être affiné à l'aide de données payantes ou propriétaires. Dans ce cadre, nous avons pris soin d'utiliser des données provenant de sources les plus sûres possibles, notamment la Banque Nationale Suisse (BNS) et l'Office Fédéral de la Statistique (OFS). Néanmoins, nous avons procédé au contrôle et au nettoyage de toutes les données utilisées. Pour ce faire, nous avons contrôlé les données visuellement (à l'aide de graphiques par exemple), par recoupement entre différentes sources ou à l'aide de formules Excel (par exemple pour vérifier si les données étaient dans le bon ordre chronologique). Dans le cadre de cette démarche, nous avons trouvé des erreurs, principalement dans les données du SIX Swiss Exchange. Notons que ces erreurs n'étaient pas de nature à modifier de manière notable les statistiques calculées.

3.2.2 Période de calcul des observations empiriques

Sauf si mention explicite du contraire, toutes les observations empiriques et les statistiques employées ont été calculées sur la période du 1^{er} janvier 1990 au 31 décembre 2014. Cette période correspond au dernier cycle du marché immobilier suisse, tel qu'observable sur le UBS Real Estate Bubble Index (UBS Suisse). Cela nous permet d'utiliser des paramètres calculés sur une période incorporant à la fois une hausse et une baisse du marché. Ceci est d'une importance capitale, notamment pour la projection des revenus locatifs et de la valeur des actifs, afin que les projections ne soient ni trop optimistes, ni trop pessimistes. Le désavantage de cette approche est que, malgré des signes de ralentissement du marché immobilier, nous ne pouvons pas être sûrs que ce cycle soit bien terminé. Nous avons envisagé d'utiliser les données statistiques calculées sur le précédent cycle immobilier. Cependant, cela nous conduirait à utiliser des données macro-économiques aberrantes en comparaison avec leurs valeurs actuelles, notamment dans la détermination du taux d'actualisation (niveau des taux LIBOR) et de l'inflation (période de forte inflation des années 1970-1980).

Figure 3 : UBS Swiss Real Estate Bubble Index



3.3 Techniques de modélisation

3.3.1 Détermination des Free Cash-Flows

La première étape des simulations consiste à déterminer le Free Cash-Flow (FCF) de chacune des années (Aziz & al. 2005). Mathématiquement, nous définissons le FCF en t de la manière suivante :

$$FCF_t = RLB_t * (1 - v_t) - C_t - CAPEX_t$$

Où, RLB_t est le revenu locatif brut, v_t est le taux de vacance, C_t les charges et $CAPEX_t$ est les coûts de rénovation (Capital Expenditures). Dans les sections suivantes, nous allons détailler la méthodologie employée pour définir chacun de ces éléments.

3.3.1.1 La modélisation du revenu locatif

3.3.1.1.1 Génération d'un indice général des loyers

Afin de modéliser le revenu locatif de chacun des immeubles, nous avons commencé par modéliser un indice des loyers pour la Suisse. Conceptuellement, cet indice représente l'évolution des loyers sur le marché locatif suisse de 2015 à 2024. Nous avons modélisé cet indice comme un mouvement brownien géométrique avec 24 intervalles de temps par année (Baroni & al. 2006). En effet, la location des surfaces vacantes se fait généralement pour le 15 ou la fin de chaque mois. Nous pouvons

considérer théoriquement que les loyers fluctuent uniquement à ces moments, soit 2 fois par mois ou 24 fois par année.

Concernant le choix des paramètres de ce mouvement brownien géométrique (drift et écart-type), nous avons utilisé l'indice des loyers publié par l'Office Fédéral de la Statistique (OFS). Il s'agit du sous-indice principal (poids de 20%) de l'indice des prix à la consommation (IPC) suisse publié par l'OFS. L'indice des loyers est construit par échantillonnage (environ 10'000 logements) et publié trimestriellement. Il représente l'évolution des loyers nets payés pour la location de logements en Suisse. En toute logique, nous remarquons que le drift de l'indice des loyers calculé (1.03%) est très proche du taux d'inflation moyen sur la même période (défini par l'IPC). Il est important de comprendre que l'indice des loyers ne correspond pas au prix de location du marché (ou loyer potentiel), mais au prix de location « moyen » d'un logement en Suisse. En effet, cet indice incorpore des loyers fixés dans le passé qui ne représentent plus les loyers de marché potentiels des objets de l'échantillon. Ainsi, nous pouvons supposer que cet indice devrait suivre un processus autorégressif (autocorrélation) et présenter une volatilité inférieure à un indice représentant les loyers de marché.

Cette propriété de l'indice des loyers a une implication importante pour la modélisation des revenus locatifs des actifs du portefeuille considéré. En effet, comme l'indice représente l'évolution d'un ensemble de loyers fixés à des dates différentes, celui-ci incorpore déjà, par construction, le taux de rotation des objets de l'échantillon (temps moyen avant que le loyer du logement soit remis au prix de marché, soit par relocation soit par renégociation du contrat). Ainsi, lors de la modélisation du processus que suit le revenu locatif dans les prochaines années, nous pouvons simplement partir du revenu locatif actuel et lui faire suivre le processus défini, sans devoir explicitement modéliser la rotation des objets sous-jacents. Par opposition, si nous avions utilisé un indice représentant les loyers de marché, nous aurions dû explicitement spécifier quelle proportion de l'état locatif est refixée au prix de marché à chaque période. Sinon, cela supposerait que tous les objets sont constamment loués au prix de marché. Ceci conduirait à modéliser des cash-flows extrêmement volatils, ce qui ne correspond pas à la réalité économique du rendement locatif d'un bien immobilier.

L'emploi de l'indice des loyers présente deux défauts majeurs auxquels nous avons dû faire face. Premièrement, cet indice ne représente que l'évolution des loyers des logements. Et deuxièmement, il est défini uniquement au niveau national.

Nous avons cherché à minimiser l'impact du premier défaut, dès la sélection des actifs à inclure dans le portefeuille test. En effet, la modélisation des immeubles à usage

commercial est différente de la méthodologie développée dans ce travail (emploi de la théorie des options réelles par exemple). Dès lors, nous avons sélectionné des immeubles à fort usage résidentiel. En effet, le revenu locatif du portefeuille test est constitué d'approximativement 87% de surfaces résidentielles (y compris parking) et de 13% de surfaces non-résidentielles (commerciales, archives, bureaux, etc...). Comme relevé ci-dessus, cette allocation est relativement fidèle à l'allocation standard des investisseurs institutionnels suisses.

Par la suite, nous avons tenu compte de l'affectation des surfaces et de la dynamique du marché immobilier régional (deuxième problème lié à l'indice des loyers) en modélisant les processus suivis par le revenu locatif de chaque immeuble comme des processus corrélés à l'indice suisse créé auparavant. Cette approche permet de modéliser des processus qui soient cohérents entre eux, sans pour autant devoir définir une matrice des corrélations entre chacun des immeubles. Matrice des corrélations qu'il serait très difficile de définir empiriquement et dont l'implémentation deviendrait un casse-tête mathématique. Concrètement, cette approche permet d'éviter que deux immeubles sis dans la même région aient des évolutions de revenu locatif diamétralement opposées. Economiquement parlant, cette hypothèse se justifie par l'action de l'offre et de la demande sur le marché locatif.

3.3.1.1.2 Modélisation des structures de corrélation

Nous avons déterminé empiriquement les coefficients de corrélation de Pearson entre le marché suisse et les différentes régions, et par types d'affectation, en employant les indices des prix de l'immobilier publiés par la BNS (calculés par Wüest & Partner). Ces indices reflètent l'évolution des prix de l'immobilier en Suisse avec un détail par région, par âge de la construction et par affectation du bien. L'hypothèse sous-jacente à cette approche est que la dynamique des prix d'une région suit une tendance de long terme similaire à celle des loyers dans la même région. Par conséquent, les corrélations entre les processus de prix sont considérées comme étant des approximations acceptables des corrélations entre processus des loyers. Bien que paraissant forte, cette hypothèse peut être justifiée par le fait que les prix et les loyers tendent à avoir une relation stable quand on considère un cycle immobilier complet (Clayton 1996). De plus, nous pouvons relever que certaines études emploient directement la dynamique des prix des indices de la BNS pour déterminer les paramètres de modélisation des loyers (Hoesli & al. 2005). Dans ce cas, l'hypothèse sous-jacente est encore plus forte, car elle suppose, non pas que les relations entre les processus sont similaires, mais que les processus eux-mêmes sont similaires. Nous n'avons pas souhaité employer cette méthodologie, car nous constatons que les processus des prix sont beaucoup plus volatils durant le

cycle que les processus des loyers (Sivitanides & al. 2003). Ceci se vérifie facilement en observant l'évolution de l'indice des loyers et un indice des prix de l'immobilier (le SWX IAZI Investment Real Estate Price Index par exemple). Nous avons donc obtenu la matrice des corrélations suivante.

Figure 4 : Matrice des corrélations des prix de l'immobilier en Suisse

	Région	Residential - Old buildings					Office Space		
		Total	Zurich area	Central	North-western	Southern	Zurich area	Basel area	Other areas
Residential - Old buildings	Total	1	0.993	0.998	0.989	0.975	0.921	0.963	0.967
	Zurich area	0.993	1	0.992	0.975	0.955	0.933	0.950	0.955
	Central	0.998	0.992	1	0.989	0.973	0.906	0.960	0.959
	Northwestern	0.989	0.975	0.989	1	0.957	0.892	0.962	0.963
	Southern	0.975	0.955	0.973	0.957	1	0.873	0.955	0.952
Office space	Zurich area	0.921	0.933	0.906	0.892	0.873	1	0.905	0.926
	Basel area	0.963	0.950	0.960	0.962	0.955	0.905	1	0.970
	Other areas	0.967	0.955	0.959	0.963	0.952	0.926	0.970	1

(BNS ; calculs de l'auteur)

Théoriquement, à partir des coefficients calculés, nous pouvons procéder à une décomposition de Cholesky d'une matrice de 3x3 pour chaque région et par type d'affectation. Cela permet de déterminer les coefficients (α) nécessaires à la modélisation des processus corrélés. Notons que la décomposition de Cholesky est un processus itératif que nous pouvons facilement résoudre à l'aide d'un algorithme codé en VBA. Ensuite, à partir des six coefficients (α) calculés et de trois variables aléatoires indépendantes suivant une loi normale centrée réduite, nous pouvons générer trois autres variables aléatoires normalement distribuées et centrées réduites mais respectant les corrélations désirées. Les incréments des mouvements browniens géométriques (ΔS) générés à partir de ces variables présenteront donc la structure de corrélation souhaitée. Ainsi, pour chaque immeuble, nous avons deux mouvements browniens géométriques représentant les évolutions du revenu locatif (résidentiel et commercial) pour les dix prochaines années. A chaque incrément, il suffit d'additionner les valeurs des deux processus pour obtenir le revenu locatif de la période. Il est nécessaire de mentionner que les coefficients de corrélation réels entre les processus simulés pour un tirage de variables aléatoires ne sont pas exactement *stricto sensu* égaux à ceux spécifiés empiriquement, mais fluctuent autour de cette valeur cible.

Considérant ceci et comme nous constatons que les coefficients de corrélation sont très élevés, nous avons décidé d'avoir recours à une simplification mathématique n'impactant que peu les résultats. En effet, nous avons testé auparavant les deux méthodologies sur un immeuble. Ainsi, nous procédons uniquement à une

décomposition d'une matrice de 2x2, ce qui nous permet d'employer la formule analytique présentée auparavant, soit :

$$\varepsilon_1 = x_1$$

$$\varepsilon_2 = \rho x_1 + x_2 \sqrt{1 - \rho^2}$$

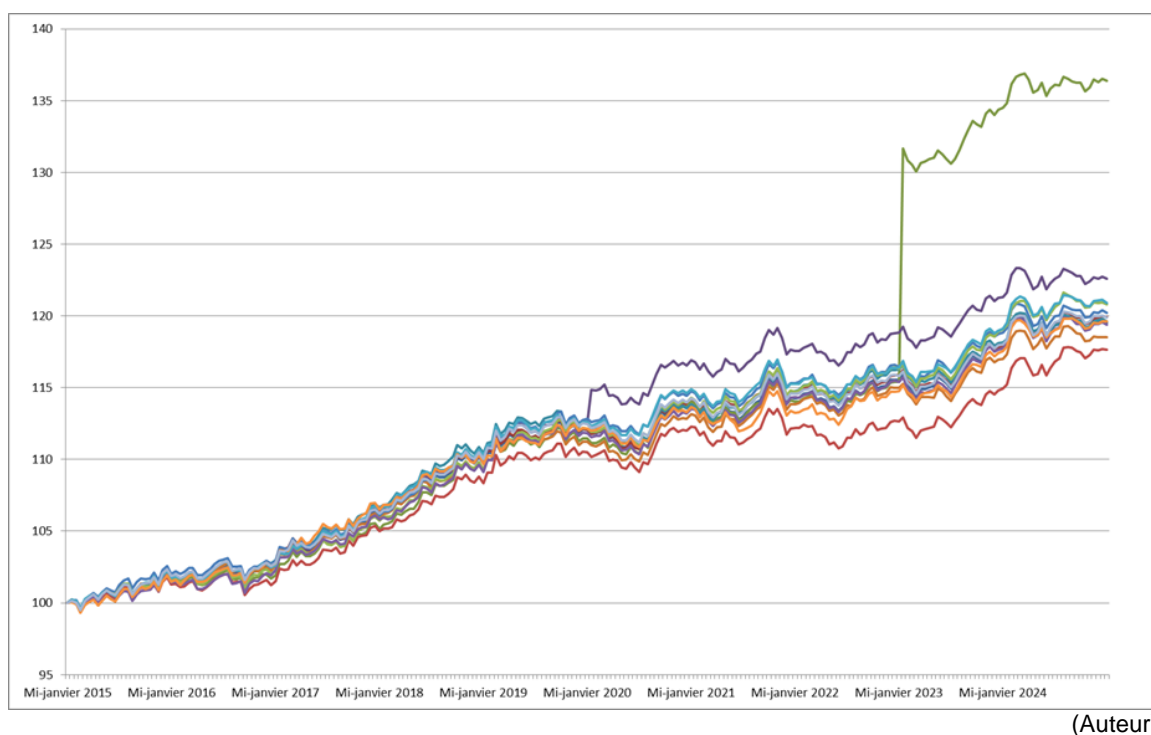
Où x_1 et x_2 sont des variables aléatoires indépendantes de lois normales centrées réduites, ρ le coefficient de corrélation considéré, et ε_1 et ε_2 les variables résultantes, de lois normales centrées réduites et suivant une relation définie par ρ . C'est à partir de ε_1 et ε_2 que nous générerons les processus souhaités (Haugh 2004, Hull 2011).

Pour ce faire, nous avons simplement réduit la matrice des corrélations de 3x3 en une matrice de 2x2 en ne traitant plus le revenu locatif de l'immeuble comme deux processus distincts (résidentiel et commercial), mais comme un seul processus. Concrètement, nous avons défini la corrélation du revenu locatif de l'immeuble avec l'indice général des loyers comme la moyenne pondérée des corrélations des processus résidentiel et commercial. La pondération est fonction de la part de chaque affectation dans l'état locatif. Formellement, nous avons :

$$\rho I = (PR\% * \rho R) + (PC\% * \rho C)$$

Où, ρI est la corrélation calculée entre le revenu locatif de l'immeuble et l'indice des loyers, $PR\%$ et $PC\%$ sont respectivement le pourcentage du revenu locatif résidentiel et commercial (soit $PR\% + PC\% = 1$) et ρR et ρC sont les corrélations empiriques entre l'indice des prix de la région (respectivement résidentiel ou commercial) et l'indice des prix pour la Suisse. Ainsi, deux immeubles situés dans la même région et avec la même pondération des affectations présenteront le même coefficient de corrélation avec l'indice des loyers suisses. Notons que, les mouvements browniens géométriques dépendent de deux variables aléatoires et qu'une seule de ces variables n'est commune pour les deux processus (ε_1 en l'occurrence). Dès lors, les trajectoires des revenus locatifs de deux immeubles de la même région ne seront pas identiques, mais présenteront la même relation avec l'indice général des loyers. Cette approche nous a semblé pertinente car relativement fidèle à la réalité économique sous-jacente. Le graphique suivant représente une série de trajectoires pour les revenus locatifs des immeubles et de l'indice suisse (la raison des bonds dans les trajectoires de certains revenus locatifs sera expliquée plus bas). Nous remarquons que les revenus locatifs évoluent de manière relativement similaire les uns aux autres, conformément aux très fortes corrélations observées empiriquement.

Figure 5 : Exemple de trajectoires des revenus locatifs



(Auteur)

3.3.1.1.3 Génération de la projection du revenu locatif

A partir des variables ε_2 et du revenu locatif actuel, nous avons modélisé l'évolution de ce revenu comme un mouvement brownien géométrique avec la même incrémentation (soit vingt-quatre incréments par année) et les mêmes paramètres que l'indice général des loyers. Ainsi, cette méthodologie se distancie fortement de l'approche déterministe du fait qu'elle ne tient pas compte de l'aspect contractuel du prix de location (Aziz & al. 2005 ; Amédée-Manesme & al. 2011). Comme nous modélisons l'évolution du revenu locatif sur vingt-quatre incréments par année, le revenu locatif (S) considéré au début du processus est le revenu locatif annuel au 31.12.2014 divisé par vingt-quatre. Dès lors, le revenu locatif en année t sera calculé comme la somme des vingt-quatre revenus locatifs bimensuels de l'année. Il est important de souligner le fait que nous employons le revenu locatif actuel et non potentiel. Dès lors, la méthodologie employée se distingue clairement du concept de « Fair Value » utilisé en comptabilité, et tel que préconisée par l'International Accounting Standard Board dans l'IFRS 13 « Fair Value Measurement » (Ernst & Young 2011). En effet, la norme IFRS 13 stipule que l'actif doit être évalué comme s'il était employé à son meilleur usage (concept de « Highest and best use »). Dans ce contexte, le « highest and best use » se définit comme l'utilisation de l'actif qui est physiquement possible, légalement permise et financièrement faisable (Ernst & Young 2011). Dans ce travail, le choix de l'emploi du revenu locatif actuel (par opposition au potentiel) se justifie par le fait que nous souhaitons modéliser le risque de

l'actif et non sa valeur à proprement parler. En effet, bien que le concept proposé par l'International Accounting Standards Board soit conceptuellement séduisant, nous pensons que, dans le cadre d'une crise immobilière (baisse des prix des biens et disparition de la liquidité du marché), il est peu probable que les investisseurs réfléchissent en termes de potentiel de location. Dès lors, la méthodologie employée devrait permettre une meilleure appréciation du risque réel de perte (« downside risk » et « maximum drawdown »).

3.3.1.1.4 Modélisation de l'impact des travaux de rénovation (CAPEX)

Le revenu locatif, que nous avons modélisé, ne tient pas compte de potentielles hausses de loyer suite à des dépenses de rénovation. La détermination des loyers applicables après rénovation est un sujet extrêmement complexe (Aziz & al. 2005). En effet, ce sujet fait l'objet d'une intense régulation, notamment dans le cadre de la Loi sur les démolitions, transformations et rénovations de maisons d'habitation (LDTR). Le but de ce travail n'étant pas de s'étendre sur ce sujet, nous proposons uniquement une technique de modélisation et des paramètres que nous jugeons raisonnables dans le cadre de la modélisation d'un portefeuille de la taille de celui considéré.

Comme mentionné dans la section ci-dessus, nous disposons des revenus locatifs actuels et potentiels. Conformément au principe du « highest and best use », nous considérons que le loyer potentiel est atteignable moyennant des travaux de rénovation physiquement possibles et que d'autres participants de marché seraient aussi prêts à consentir (Ernst & Young 2011). Dès lors, nous considérons que, si aucuns travaux de rénovation ne sont entrepris, le revenu généré par l'actif suivra simplement le processus du revenu actuel. Ou autrement dit, que le seul moyen de créer un saut dans le processus du revenu locatif est de consentir à des dépenses de rénovation. Les dépenses de rénovation considérées sont celles dont nous disposons dans les DCFs statiques. Nous partons aussi de l'hypothèse que le revenu locatif potentiel évolue de manière identique au revenu locatif actuel. Les deux processus sont donc parallèles. Dès lors, nous considérons qu'à chaque fin d'année, le revenu locatif est indexé au loyer potentiel en fonction des dépenses en CAPEX de l'année. Soit de la manière suivante :

$$RLA_{t+1} = RLA_t * (1 - \theta_t) + RLP_t * \theta_t$$

Où, RLA_{t+1} est le nouveau revenu locatif considéré pour le début de l'année suivante, RLA_t et RLP_t sont respectivement les revenus locatifs actuels et potentiels au 31 décembre de l'année et θ_t est le taux d'indexation. Ce taux d'indexation est fonction du rapport entre le CAPEX de l'année et le prix de l'achat. Ainsi, ce n'est pas la valeur

absolue du CAPEX qui est déterminante, mais sa valeur relative à l'immeuble considéré. Intuitivement, nous avons déterminé le taux d'indexation comme ceci :

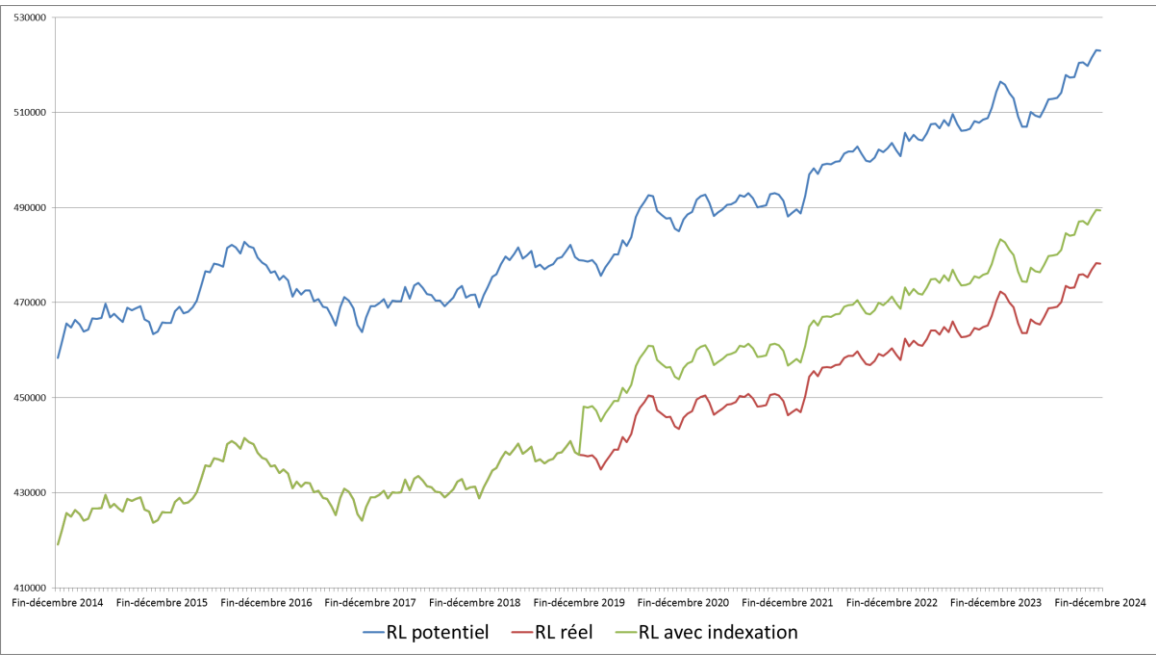
Tableau 1 : Règles d'indexation du loyer en fonction du CAPEX

Capex en % du prix d'achat	[0-5%]]5-10%]]10-15%]]15-20%]	>20%
Taux indexation (θ)	0%	25%	50%	75%	100%

(Auteur)

Ainsi, chaque année où la somme des dépenses de rénovation représente plus de 20% du prix d'achat de l'actif, nous considérerons que le revenu locatif atteint son plein potentiel. Les taux d'indexation, ci-dessus, ne sont que des estimations et pourraient être déterminés empiriquement, afin d'améliorer la précision des simulations. Néanmoins, ceci dépasse le cadre de ce travail. Le graphique ci-dessous représente une trajectoire possible de l'évolution du revenu locatif pour l'immeuble 3.

Figure 6 : Exemple de trajectoire des revenus locatifs de l'immeuble 3



(Auteur)

Nous observons que le CAPEX de l'année 2019, qui représente de 5.63% du prix d'achat de l'immeuble, engendre une indexation de 25% du revenu locatif. Il est important de relever que seuls deux immeubles font l'objet de rénovations assez importantes pour entraîner une indexation du loyer, sur les dix années considérées dans l'évaluation. L'immeuble 3 subit une indexation de 25% en année 5 (2019) suite à un CAPEX de 5.63% (soit CHF 250'000). Alors que l'immeuble 2 subit une indexation de 100% en année 8 (2022) suite à un CAPEX de 32.93% (soit CHF 4'030'000). C'est ce revenu locatif indexé que nous allons utiliser dans la suite de ce travail.

3.3.1.1.5 Modélisation du taux de vacance

Jusqu'à présent, nous avons modélisé le processus du revenu locatif brut, c'est-à-dire, ne tenant pas compte du taux de vacance de l'objet. Afin de déterminer le revenu locatif bimensuel net, nous avons modélisé le taux de vacance bimensuel comme une variable uniformément distribuée entre un minimum et un maximum prédéfinis. Nous reprenons la méthodologie et les chiffres préconisés par Hoesli (Hoesli & al. 2005). Comme nous traitons le revenu locatif comme un seul et même processus, en ne différenciant pas la part commerciale et résidentielle, il est important de tenir compte de cette répartition lors de la définition du taux de vacance minimum et maximum de chaque immeuble. Pour ce faire, nous déterminons le taux de vacance minimum (maximum) comme la moyenne pondérée des taux minimums (maximums) résidentiel et commercial.

$$\text{Taux vacance maximum} = (PR\% * vR_{max}) + (PC\% * vC_{max})$$

$$\text{Taux vacance minimum} = (PR\% * vR_{min}) + (PC\% * vC_{min})$$

Où, vR et vC sont respectivement les taux de vacance résidentiel et commercial, et $PR\%$ et $PC\%$ sont respectivement le pourcentage du revenu locatif résidentiel et commercial (soit $PR\% + PC\% = 1$). Les valeurs retenues sont celles employées par Hoesli et correspondent aux niveaux historiques du marché suisse, selon les chiffres de la BNS (Hoesli & al. 2005).

Tableau 2 : Taux de vacance

Variables	Valeurs
vR_{min}	0.4%
vR_{max}	1.8%
vC_{min}	4.0%
vC_{max}	8.0%

(Hoesli & al. 2005, pp. 22-23)

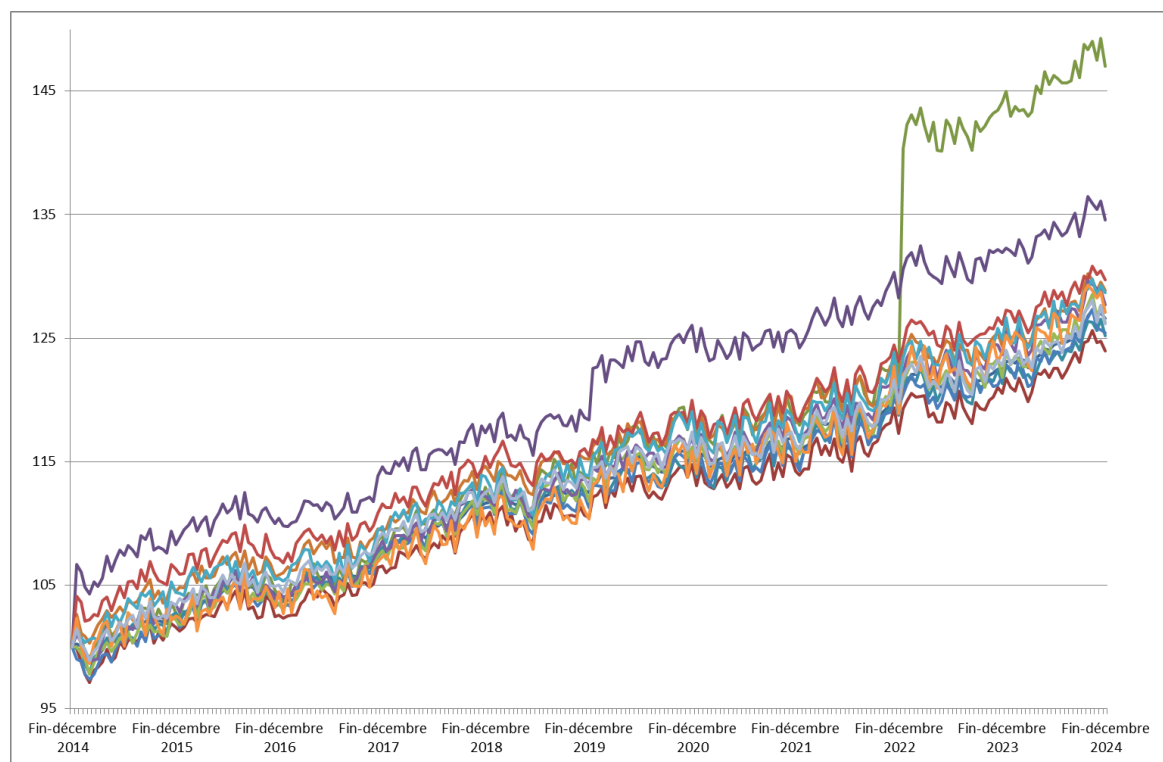
Economiquement parlant, nous pouvons définir le taux de vacance du marché dans son ensemble comme l'excédent d'offre de logements par rapport à la demande du marché. C'est-à-dire la différence entre la quantité de logements proposés à la location et la quantité demandée. Par la loi de l'offre et de la demande et considérant que la quantité de logements offerte est une composante relativement fixe à court terme, nous pouvons en déduire qu'une hausse des prix est le résultat d'une augmentation de la demande (déplacement de la courbe). Cette hausse de la demande va naturellement éroder l'excédent d'offre du marché et faire baisser le taux de vacance. Dès lors, nous pouvons

postuler qu'il existe une relation négative entre le taux de vacance et la croissance des prix du logement. Afin de tenir compte de cette réalité économique dans notre modélisation, nous avons modélisé le taux de vacance de chaque immeuble, comme une variable négativement corrélée à l'augmentation du loyer de l'immeuble en question. Pour ce faire, nous avons utilisé la copule de Frank et un taux de corrélation estimé par Hoesli de -0.75 (Hoesli & al. 2005). Ainsi, à partir des résultats obtenus, nous pouvons simplement définir le revenu locatif mensuel net comme :

$$RLB_{net} = (1 - v) * RLB_{brut}$$

Où, RLB est le revenu locatif bimensuel et v le taux de vacance uniformément distribué pour ce demi-mois. En additionnant les vingt-quatre $RLBs_{nets}$, nous obtenons le revenu locatif annuel net que nous utiliserons dans le calcul du Free Cash-Flow annuel. Le graphique suivant illustre une série de trajectoires pour les revenus locatifs nets des immeubles et l'indice suisse. Nous remarquons facilement que, de par l'effet du taux de vacance, il y a plus de bruit dans les processus (plus de volatilité entre les périodes).

Figure 7 : Exemple de trajectoires des revenus locatifs nets



(Auteur)

3.3.1.2 Coûts de fonctionnement et d'entretien

Jusqu'ici, nous nous sommes concentrés sur la modélisation des revenus générés par l'actif. Maintenant, il s'agit de spécifier les charges qui seront soustraites lors du calcul du FCF. Nous pouvons distinguer deux types de charges. Les charges fixes

correspondent aux coûts de fonctionnement de l'immeuble (par exemple les frais d'assurance, d'alimentation, etc...). Et les charges variables qui sont les coûts d'entretien de l'immeuble, ceux-ci comprenant notamment la réfection des appartements à la relocation. Dans nos simulations, nous partons des charges fixes actuelles et nous supposons qu'elles croissent à un taux γ (1.19%), représentant le taux moyen de croissance de l'IPC suisse (OFS ; Aziz & al. 2005), soit :

$$Cf_{t+1} = Cf_t * (1 + \gamma)$$

Où, Cf_t et Cf_{t+1} représentent respectivement les charges fixes en t et en t+1.

Les charges variables sont supposées croître à un taux λ normalement distribué de moyenne μ (2.5%) et d'écart-type σ (5%) et tronqué vers le bas, afin de ne pas croître moins que le taux d'inflation moyen (γ). Mathématiquement, nous avons :

$$Cv_{t+1} = Cv_t * (1 + \lambda)$$

Avec :

$$\lambda = \text{MAX} [\lambda \sim N(\mu, \sigma^2); \gamma]$$

Où, Cv_t et Cv_{t+1} sont respectivement les charges variables en t et en t+1. L'idée sous-jacente est de considérer les coûts d'entretien comme une variable stochastique qui croît avec le temps plus rapidement que l'inflation. Cela se justifie par le fait que l'on peut raisonnablement considérer que ces coûts seront de plus en plus importants à mesure que le temps passe et que l'immeuble vieillit (Bender & al. 2006). La détermination empirique exacte des paramètres de la distribution dépassant le cadre de ce travail, nous nous sommes basés sur des estimations que nous jugeons raisonnables. L'investisseur souhaitant mettre en pratique cette méthodologie avec plus de rigueur pourra obtenir des benchmarks (payants) lui permettant de déterminer ces paramètres avec plus de précision, par exemple le CIFI Swiss Property Benchmark® publié par IAZI AG (Aziz & al. 2005).

3.3.1.3 Dépenses en capital

Le dernier élément nécessaire à la détermination du FCF de l'année est le total des dépenses en capital ou en rénovation (CAPEX). Le CAPEX représente les dépenses relatives au maintien de l'actif en état, afin de contrer l'usure normale du bien et de maintenir ou d'augmenter son potentiel locatif. L'estimation de ces dépenses doit être faite par des experts et relève de la politique d'entretien du propriétaire de l'actif (Aziz & al. 2005). Pour le portefeuille considéré, nous disposons des projections des CAPEXs annuels pour les dix prochaines années dans l'évaluation DCF de chacun des

immeubles. Etant donné la nature de ces projections et la connaissance en technique du bâtiment que nécessitent leurs estimations, nous intégrerons les CAPEXs estimés tels quels dans nos simulations. Bien que nous intégrions les CAPEXs de manière déterministe, rappelons que ceux-ci influencent le revenu locatif de l'immeuble à travers le mécanisme d'indexation des loyers décrit précédemment.

3.3.2 Valeur terminale

3.3.2.1 Modèle de Gordon et Shapiro

Comme mentionné précédemment, la méthode de l'APV suppose que l'actif est vendu à la fin de l'horizon temps prédéfini. C'est-à-dire que nous devons déterminer le flux de trésorerie que générera la vente de l'immeuble (TV_T), afin de l'inclure dans les CFs prévisionnels. Dans la pratique, il est souvent fait usage du modèle de Gordon et Shapiro ou « *Gordon constant-growth model* » (Aziz & al. 2005). Ce modèle stipule que le prix d'un actif financier est la somme de tous ces dividendes futurs actualisés par le coût des fonds propres (taux de rentabilité requis) moins le taux de croissance à perpétuité du dividende. Soit :

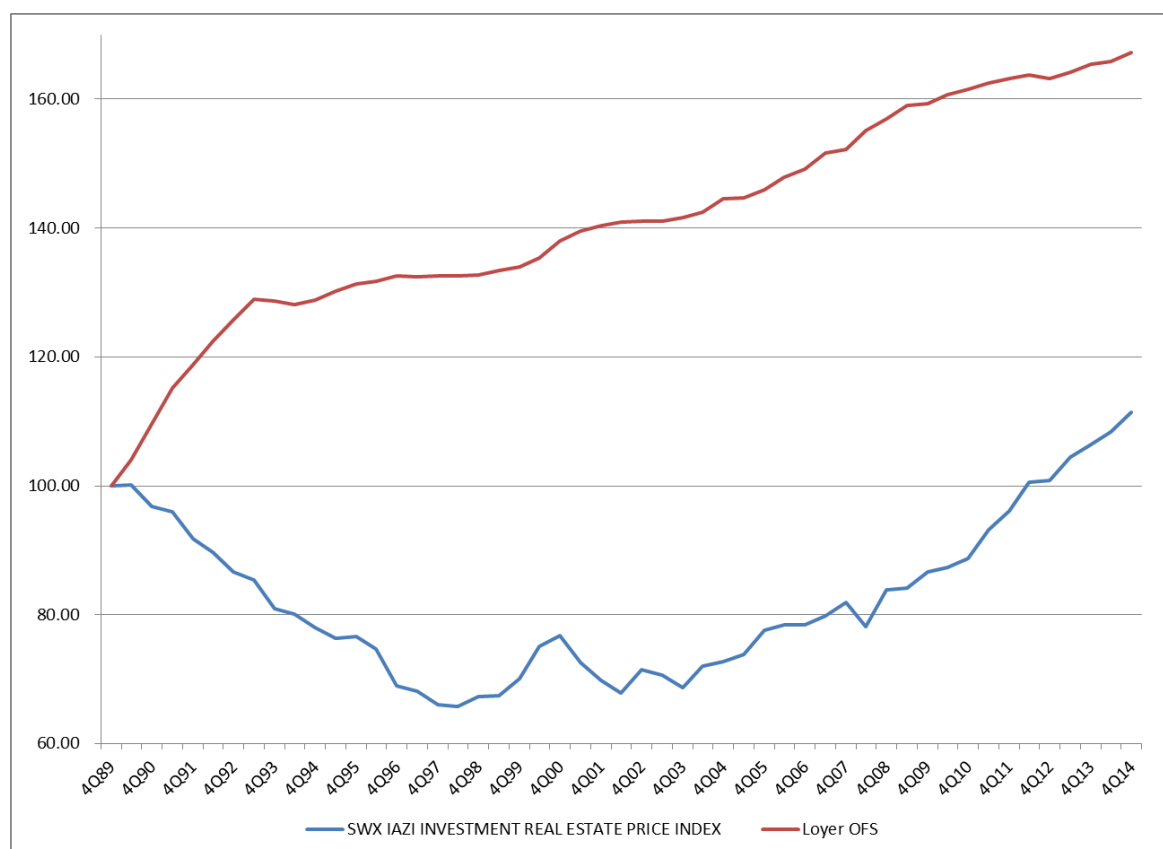
$$P_0 = \frac{D_1}{r - g} = TV_T$$

Où, P_0 est le prix actuel de l'actif, D_1 le dividende en année $t+1$, r le taux de rentabilité requis et g le taux de croissance du dividende. Bien qu'intuitivement et mathématiquement simple, ce modèle engendre un certain nombre de problèmes. Premièrement, nous constatons que la relation mathématique suppose que le coût des fonds propres est plus grand que le taux de croissance du dividende (sinon le prix est négatif). Evidemment, ce défaut pourrait être contourné en utilisant un modèle d'actualisation du dividende à deux phases (« *two-stage dividend discount model* »). Le modèle suppose aussi que l'actif doit verser un dividende (D_1 ne doit pas être nul, sinon le prix est nul). Dans notre cas, nous pourrions définir D_1 comme le FCF normalisé sur trois ans, comme couramment fait dans la pratique (Hoesli & al. 2005 ; Aziz & al. 2005), r comme le taux d'actualisation moyen de l'actif et g comme la tendance de l'IPC des loyers. Dès lors, le modèle semble être mathématiquement praticable dans le cas d'un immeuble.

Cependant, l'hypothèse sous-jacente à ce modèle est que le taux de croissance et le coût des fonds propres sont stables. Et donc, que le taux de capitalisation ($r - g$) est lui aussi stable. Cette hypothèse ne se vérifie pas dans le cadre de l'immobilier (Chandrashekar & Young 2000 et Sivitanides & al. 2003). En effet, cela supposerait que le rapport entre les FCFs de l'actif et son prix est stable dans le temps. Comme

démontré précédemment, nous remarquons que les loyers (IPC des loyers) n'évoluent pas en concert avec les prix de l'immobilier. En effet, le coefficient de corrélation entre ces deux processus est relativement faible (~ 0.24 entre l'IPC des loyers et le SWX IAZI Investment Real Estate Price Index). L'hypothèse d'un taux de capitalisation constant impliquerait que le coefficient de corrélation entre les prix et les loyers (comme approximation du FCF) est de 1. De plus, dans le cadre de l'APV (ou d'une DCF), il ne s'agit pas d'estimer le taux de capitalisation actuel, mais celui qui prévaudra lors de la revente de l'actif (dans dix ans dans notre cas). C'est pour ces raisons que nous renonçons à employer ce modèle dans la détermination de la valeur terminale.

Figure 8 : Évolution des prix des immeubles de rendement et des loyers



(IAZI AG ; OFS)

3.3.2.2 Modèle du mouvement brownien géométrique

3.3.2.2.1 Définition du modèle

Une approche permettant de contrer les faiblesses du modèle de Gordon et Shapiro est proposée par Baroni (Baroni & al. 2006). Cette méthode consiste à modéliser la valeur de l'immeuble comme un processus suivant un MBG. Pour cela, il suffit de déterminer un indice de référence représentant le marché de l'actif en question et de déterminer les paramètres du MBG à partir de cette série statistique. Bien évidemment, il s'agit d'utiliser un indice de prix et non un indice de type « *total return* », incluant le revenu

locatif. Une fois les paramètres déterminés, il suffit de déterminer la valeur de l'immeuble comme partant du prix P_0 et suivant le MBG pré-spécifié.

Le défaut de cette approche est qu'elle engendre un problème de circularité. En effet, cette approche suppose que l'on connaisse le prix actuel de l'actif (P_0), afin de déterminer la valeur terminale. Cependant, c'est précisément le prix actuel de l'actif que nous cherchons à déterminer. Malheureusement, ces auteurs ne nous éclairent pas sur la résolution de ce problème dans leur étude (Baroni & al. 2006). Néanmoins, nous avons quand même choisi d'utiliser ce modèle que nous avons quelque peu adapté, afin de résoudre le problème de circularité inhérent. Pour cela, il suffit d'admettre qu'il n'est pas nécessaire de connaître formellement P_0 . En effet, si nous décrivons le prix de l'actif comme un processus de diffusion, nous pouvons considérer n'importe quel prix dans le temps (P_t), afin de déterminer la valeur finale (P_T). Dès lors, il suffit de connaître un prix de marché auquel s'est échangé l'actif dans le passé et de travailler à partir de ce prix.

3.3.2.2 Hypothèses sous-jacentes

Cette méthodologie comporte, bien évidemment, des hypothèses sous-jacentes dont il faut être conscient. Premièrement, elle suppose que le prix de l'actif suit un MBG et qu'il évolue de manière identique à l'indice de marché choisi. Cela suppose que la rentabilité espérée de l'actif est identique à son indice et que, par conséquent, seul le risque systématique de l'actif est rémunéré. La question de la diversification optimale d'un portefeuille immobilier et de la rémunération ou non du risque idiosyncratique est extrêmement complexe. C'est pourquoi, nous ne nous risquons pas à déterminer si cette hypothèse est réaliste ou non. Cependant, il est important de rappeler que la méthodologie développée dans ce travail a pour objet un portefeuille immobilier dans son ensemble. Ainsi, nous pouvons considérer qu'à mesure que le portefeuille considéré grandit, l'effet de diversification diminuera l'importance de cette hypothèse.

La seconde hypothèse sous-jacente est que le prix de marché dont nous disposons (P_t) est une bonne approximation de la « *fair value* » en t . Autrement dit, que le marché immobilier, dans lequel a lieu la transaction, est un marché efficient. Là encore, il s'agit d'une question controversée et nous renvoyons simplement le lecteur intéressé vers l'immense littérature traitant de ce thème. A ce sujet, nous pouvons encore relever le fait que l'immeuble 11 a été construit en 2013. Formellement, cela induit que nous n'avons pas de prix d'achat, mais uniquement le prix de construction. Dans le cadre de ce travail, nous considérerons le prix de construction de l'immeuble 11 comme son prix d'achat. Cependant, afin de ne pas biaiser les résultats, nous étudierons deux portefeuilles. Un comprenant l'immeuble 11 et l'autre pas.

Dans tous les cas, cette méthodologie peut être un point de comparaison intéressant, même si l'évaluateur décide d'employer le modèle de Gordon et Shapiro. En effet, cela permet de vérifier si le prix estimé, à l'aide du taux de capitalisation projeté en $t+10$, est raisonnable. Pour ce faire, nous pouvons contrôler si le taux de croissance implicite du prix est en adéquation avec le taux de croissance historique moyen de l'indice. Cela devrait permettre d'éviter les projections douteuses dues à certains biais cognitifs, notamment le « *representativeness bias* » (CAIA 2012). S'il s'avère que le taux de croissance est largement supérieur ou inférieur au taux de croissance historique, il serait judicieux de documenter les raisons qui poussent l'évaluateur à émettre cette hypothèse.

3.3.2.2.3 Implémentation du modèle

Comme dans le cadre de la modélisation des loyers, nous avons commencé par simuler un indice représentant l'évolution du marché immobilier suisse dans son ensemble. Pour ce faire, nous avons choisi, comme indice de référence, le SWX IAZI Investment Real Estate Price Index (SWX) publié par IAZI AG. Il s'agit d'un indice construit à partir de transactions effectives et reflétant l'évolution des prix des immeubles de rendement à usage d'habitation et mixte (IAZI AG). Le fait que cet indice soit calculé à partir de transactions (et non d'évaluations) permet d'éviter de devoir délisser l'indice à partir des coefficients d'autocorrélation d'ordre k des rendements. Les coefficients d'autocorrélation étant relativement faibles, nous avons donc renoncé à traiter l'indice comme un processus autorégressif.

Tableau 3 : Coefficients d'autocorrélation

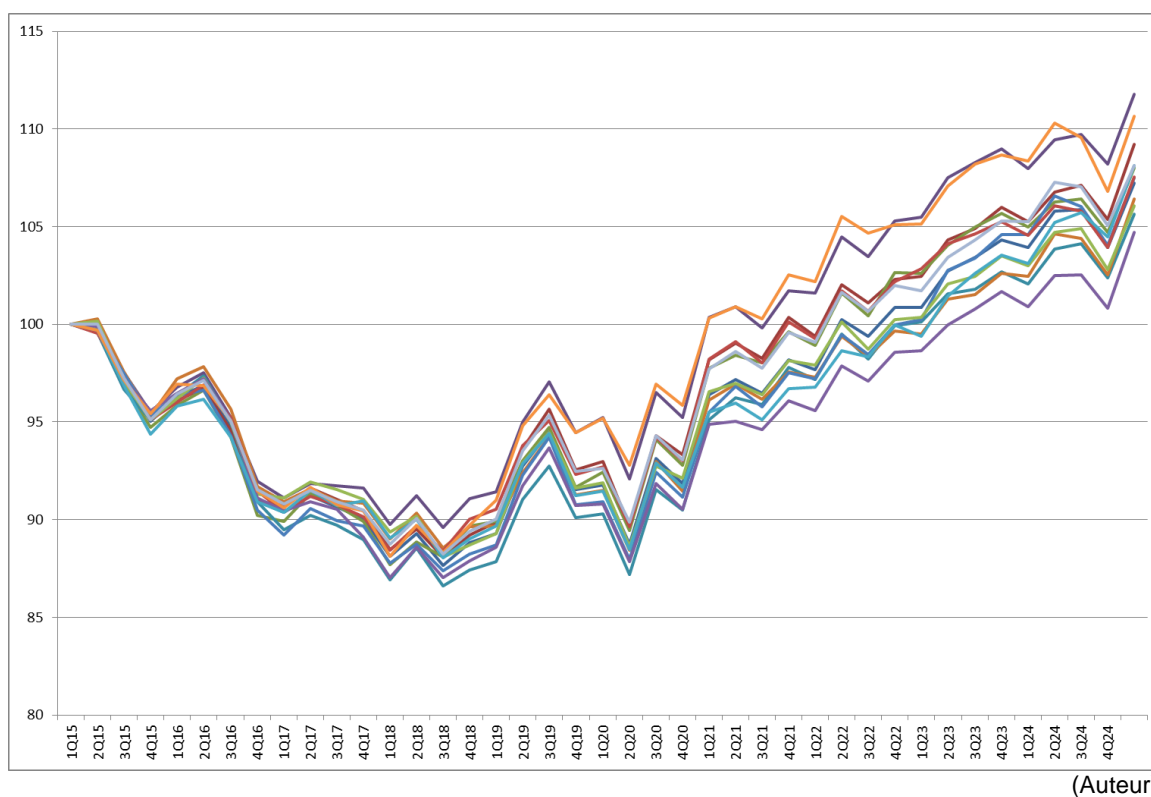
Ordre k	Valeurs
$k = 1$	23.53%
$k = 2$	15.48%
$k = 3$	26.01%
$k = 4$	8.14%

Ainsi, nous avons modélisé un indice des prix pour le marché suisse comme un MBG en employant les paramètres du SWX. Le MBG est généré en temps discret pour la période du 1^{er} janvier 2015 au 31 décembre 2024, avec un intervalle de temps d'un trimestre. Nous avons généré des variables aléatoires de lois normales centrées réduites corrélées aux variables aléatoires utilisées pour la projection des loyers, à l'aide de la décomposition de Cholesky. Ceci nous permet d'obtenir un processus des prix qui soit corrélé avec l'indice des loyers. Ainsi, ces deux processus présentent le même

coefficient de corrélation que celui déterminé empiriquement (~ 0.24). Ceci permet de maintenir une cohérence entre la projection de l'indice des loyers et de l'indice des prix.

Nous avons ensuite modélisé le processus suivi par chaque immeuble comme un MBG de mêmes paramètres que l'indice des prix (soit ceux calculés à partir du SWX). Et toujours à l'aide de la décomposition de Cholesky, nous avons modélisé ces processus, afin qu'ils présentent le même coefficient de corrélation avec l'indice des prix que celui observé empiriquement. La méthodologie et les coefficients de corrélation employés sont exactement similaires à ceux employés pour spécifier les processus des loyers. En effet, le SWX est uniquement un indice global pour la Suisse. C'est pourquoi, nous avons dû employer les séries par région publiées par la BNS pour déterminer les coefficients de corrélation empiriques entre les différents marchés régionaux (BNS). Le graphique ci-dessous représente un exemple de trajectoires pour les valeurs des immeubles. Les valeurs sont normalisées à 100 au 31 décembre 2014. Dans cette projection, nous observons une chute de presque 15% des prix de l'immobilier à l'horizon 2018, puis d'une relance du marché pour atteindre à nouveau les prix actuels, aux alentours de 2022.

Figure 9 : Exemple de trajectoires pour la valeur des actifs



Ainsi, nous avons déterminé de manière stochastique la valeur de chaque immeuble pour chacun des quarante trimestres composant l'horizon temps de notre simulation. Pour ce faire, le processus de prix part de la valeur au 31 décembre 2014 de l'immeuble

considéré (P_0). Pour déterminer ce prix, nous sommes partis du prix d'achat de l'immeuble (transaction réalisée en $-t$) et nous l'avons fait croître au même rythme que le SWX sur la même période. Soit de la manière suivante :

$$P_0 = P_{-t} * SWX_0 / SWX_{-t}$$

Où, P_{-t} est le prix de marché (d'achat) de l'immeuble en $-t$, SWX_0 et SWX_{-t} sont respectivement les niveaux de l'indice SWX au 31.12.2014 et à la date d'achat de l'immeuble. Ne connaissant pas les dates d'achat effectives des immeubles (nous disposons juste de l'année), nous sommes partis du principe que les immeubles sont achetés au 1^{er} janvier de leur année d'achat. Cependant, il est très facile d'affiner ce modèle si l'on connaît la date exacte de la transaction. En effet, nous pouvons par simple approximation linéaire déterminer la valeur de l'indice le jour de la transaction (SWX_{-t}). Comme mentionné à la précédente section, l'hypothèse sous-jacente à cette démarche est que la valeur de l'immeuble croît au même rythme que son indice de référence. Ainsi, nous pouvons employer la valeur finale du processus de prix ($P_{t=40}$) comme valeur terminale pour le calcul de l'APV.

3.3.2.2.4 Détermination de la période de détention optimale

Un avantage de cette approche est que nous obtenons, à chaque projection, l'ensemble du trajet suivi par la valeur de l'immeuble. Alors que, dans le modèle de Gordon et Shapiro, nous obtenons uniquement la valeur finale. Grâce à ces données, nous pouvons facilement calculer la valeur APV de l'actif pour différentes dates de vente sur l'horizon de projection. Dès lors, si nous supposons uniquement des ventes de fin d'année, nous pouvons déterminer la période de détention optimale de chaque actif (« optimal holding period »). En effet, cela revient simplement à choisir l'année de vente maximisant la valeur actuelle sur l'ensemble des projections. Le graphique ci-dessous représente une projection de l'évolution de la valeur de vente de l'immeuble et de la valeur APV pour l'immeuble 2. Il est important de différencier ces deux valeurs. La trajectoire rouge représente la valeur de l'immeuble à la date en abscisse, c'est-à-dire la valeur de vente à cette date. Alors que la trajectoire bleue représente la valeur actuelle de l'immeuble s'il est vendu à la date en abscisse au prix projeté (trajectoire rouge). Ainsi, les valeurs APV (trajectoire bleue) sont calculées à l'aide de la formule ci-dessous, où T dépend des années sur l'abscisse.

$$PV_0 = \sum_{t=1}^T \frac{FCF_t}{(1 + k_t)^t} + \frac{TV_T}{(1 + k_T)^T}$$

Figure 10 : Exemple de valeurs APV pour une vente en année t



(Auteur)

Dans la projection ci-dessus, nous remarquons que les prix de l'immobilier et celui de l'immeuble en question sont en hausse jusqu'en 2022, puis qu'ils commencent à baisser à partir de cette date. Cependant, nous constatons que l'année de vente optimale, soit celle maximisant la valeur actuelle de l'immeuble, est 2021. En effet, l'immeuble 2 présente des dépenses de rénovation de plus de 4 millions en 2022. Dès lors, si l'on souhaite maximiser la somme des cash-flows actualisés de l'immeuble (donc sa valeur actuelle), il serait judicieux de vendre cet actif avant les dépenses de rénovation (en 2021). Sinon, il faudrait conserver cet actif en portefeuille plus longtemps que l'horizon de projection initial, qui était de dix ans, soit jusqu'en 2024. Comme nous avons modélisé l'impact des dépenses de rénovation sur le revenu locatif, nous constatons que la valeur actuelle de l'immeuble augmente rapidement juste après les travaux, car le revenu locatif brut augmente.

Bien évidemment, la détermination de la période de détention optimale de l'actif se base sur une hypothèse sous-jacente forte. A savoir que l'actif sera vendu au prix de vente projeté par le MBG. Autrement dit, cela suppose que l'acheteur valorisera l'actif uniquement sur la base du niveau moyen de valorisation du marché immobilier, et non en employant une technique d'actualisation des flux de trésorerie. La méthodologie DCF est actuellement largement répandue dans le milieu de l'investissement institutionnel. Il peut donc paraître aberrant d'imaginer que le prix de vente ne sera pas déterminé de

cette façon. Cependant, il est nécessaire de rappeler que la projection des montants et des dates des CAPEXs dépend de la politique de rénovation du propriétaire de l'actif. Ainsi, chaque acteur sur le marché aura une projection des FCFs d'un actif (et donc de sa valeur) qui lui est propre. Cela implique que certains investisseurs donneront à l'actif une valeur supérieure à la nôtre, par exemple, en repoussant ou en diminuant le CAPEX de 2022 dans le cas de l'immeuble 2. Il est intéressant de relever que ce postulat va à l'encontre de l'hypothèse d'homogénéité des anticipations (« *Homogeneous Expectations* ») avancée par Harry Markowitz dans la théorie moderne du portefeuille (« *Modern portfolio theory* »). En effet, dans son article de référence (Markowitz 1952), Markowitz postule que, placés devant les mêmes conditions, les investisseurs auront tous les mêmes anticipations concernant les rendements, volatilités et corrélations des actifs considérés. Dès lors, et sous l'hypothèse de rationalité des investisseurs, ils devraient tous faire les mêmes choix d'investissements.

Quoi qu'il en soit, il est important de préciser que la méthodologie présentée ci-dessus n'entend pas déterminer *stricto-sensu* la date de vente optimale de l'actif. En effet, nous pensons que la complexité de toute décision de vente et l'importance qu'elle revêt, devrait pousser l'investisseur à considérer le maximum de paramètres lors de son choix. Notamment, parce que celui-ci est irréversible en raison de l'unicité de l'actif. Ainsi, nous voyons surtout cette méthodologie comme permettant de repérer les moments charnières de la vie de l'actif et devant faire l'objet d'une réflexion sur la cession ou non de l'actif. Par exemple, dans le cas présenté ci-dessus, si l'investisseur a une vue « *bullish* » du marché en 2021 et ne présente aucun besoin de liquidité à court terme, il peut être tout à fait raisonnable de considérer de porter l'actif encore quelques années et de concéder les dépenses de rénovation. Cette décision est avant tout stratégique. Nous renvoyons le lecteur intéressé par la problématique de la définition de la période de détention optimale d'un actif immobilier à la littérature y relative (Baroni & al. 2007 ; Amédée-Manesme & al. 2014).

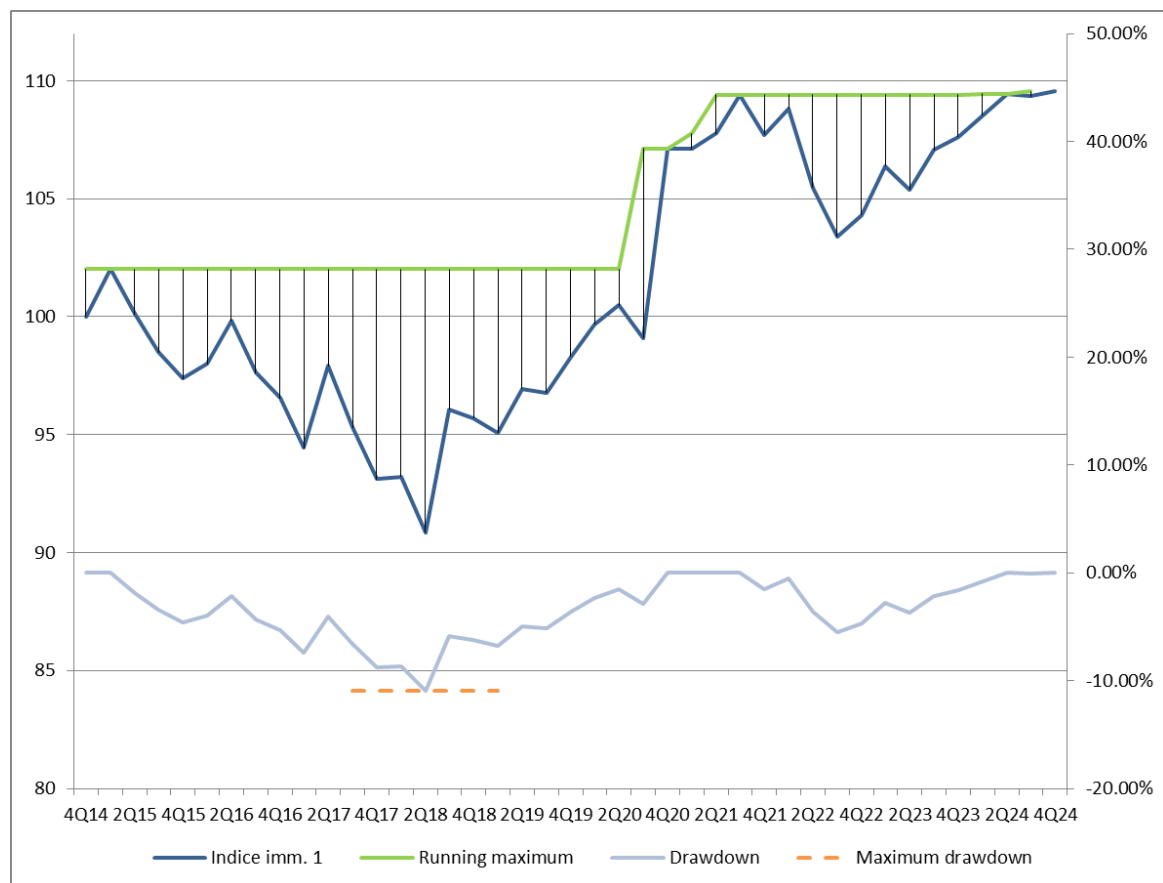
3.3.2.2.5 Détermination du maximum drawdown

La détermination de la trajectoire suivie par la valeur de l'immeuble (valeur terminale) permet aussi le calcul du *maximum drawdown* (MDD). Le MDD peut être défini comme la perte maximale exprimée en pourcentage du prix maximum, soit :

$$MDD = Min \left[\frac{(P_t - RM_t)}{RM_t} \right]$$

Où, Min est le minimum de $t=1$ à $t=n$, P_t est le prix en t et RM_t est le running maximum en t (soit le prix maximum historique en t). Le concept du MDD est une mesure de risque très utile, car permettant de quantifier le « *tail risk* » de manière extrêmement intuitive. Le graphique, ci-dessous, illustre le MDD pour une trajectoire de prix pour l'immeuble 1 (le prix a été normalisé à 100 au 4^{ème} trimestre 2014).

Figure 11 : Maximum drawdown pour une trajectoire de prix de l'immeuble 1



(Auteur)

Pour cette projection, le MDD se produit quand le prix de l'actif passe de 102.02 (1^{er} trimestre 2015) à 90.87 (2^{ème} trimestre 2018). Le MDD est donc d'environ -11%.

$$MDD = \frac{(90.87 - 102.02)}{102.02} = -10.93\%$$

Ce chiffre s'interprète très intuitivement comme la perte maximum en % réalisée sur l'horizon de projection. Dans le cadre de ce travail, nous avons automatisé le calcul du MDD de chaque trajectoire en implémentant un algorithme codé en VBA. Pour ce faire, nous avons programmé directement dans un module du tableur Excel une fonction réalisant ce calcul à l'aide d'une boucle (code VBA en annexe).

3.3.3 Détermination des taux d'actualisation

3.3.3.1 Généralités

Dans le cadre de la méthode APV, le taux d'actualisation doit représenter le rendement requis pour un actif financé totalement en fonds propres. Par opposition, le taux d'actualisation employé dans le cadre des DCFs statiques représente le coût moyen pondéré du capital (« Weighted Average Cost of Capital »). Ainsi, le WACC tient aussi compte du coût et du poids de la dette dans la structure de financement (Aziz & al. 2005). Comme expliqué précédemment, le choix de la méthode APV permet d'éviter le problème de circularité inhérent au calcul du WACC. Cependant, nous n'échappons pas à la définition du taux de rendement requis des fonds propres. Dans la théorie financière classique, il est souvent fait usage du modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF ou CAPM pour Capital Asset Pricing Model). Il s'agit de modéliser le rendement de l'actif considéré grâce à sa relation (covariance) avec un seul facteur de risque, soit le portefeuille de marché (Breidenbach & al. 2006). Bien que conceptuellement séduisant, l'application du CAPM à l'immobilier engendre de nombreux problèmes (Hoesli & al. 2005). Cela notamment en raison du manque de données historiques et du biais inhérent qu'elles comportent (évaluations). De plus, la définition du portefeuille de marché et du poids de l'immobilier dans ce portefeuille s'avère être un exercice périlleux. Puis, il reste encore la question de la délimitation de la classe d'actifs qu'est l'immobilier (placement direct et/ou indirect). De ce fait, nous avons renoncé à l'emploi du CAPM dans notre travail.

Ainsi, pour la construction de nos taux d'actualisation, nous nous basons sur la méthodologie proposée par Hoesli (Hoesli & al. 2005). Ce dernier construit un taux d'actualisation qui est dépendant du temps, que l'on peut comparer au « *rational pricing* » utilisé pour les obligations à taux fixe. Il s'agit de l'actualisation de chaque CF à l'aide du taux zéro-coupon correspondant à son échéance. Cette méthode est aussi connue sous le nom de « no-arbitrage pricing », car le prix résultant ne permet pas de réaliser d'arbitrage, notamment par « stripping » de l'obligation. C'est-à-dire la transformation de l'obligation à coupons fixes en un ensemble d'obligations zéro-coupons. Dès lors, cette méthode se distingue du taux d'actualisation unique employé dans le cadre des DCFs immobilières classiques. En effet, la méthodologie DCF est conceptuellement identique à la valorisation des obligations à l'aide du rendement à l'échéance (« yield-to-maturity »). Cette dernière ne permet pas d'obtenir une valorisation de type « no-arbitrage ».

La méthodologie proposée par Hoesli consiste à décomposer le taux d'actualisation en trois composants de la manière suivante :

$$k_t = i_t + P$$

$$P = p_{1_t} + p_2$$

Où, k_t est le taux d'actualisation pour les CFs de l'année t , i_t représente le taux d'intérêt d'influence du marché, p_{1_t} est la prime de risque systématique en t et p_2 la prime de risque idiosyncratique de l'actif (ne variant pas avec le temps). Comme relevé par Hoesli, cette méthode de construction du taux d'actualisation est théoriquement proche de l'« Arbitrage Pricing Theory ». En effet, l'hypothèse sous-jacente à ce modèle de taux est que chaque source de risque affectant le bien immobilier doit être « pricée ». Ainsi, ce modèle considère implicitement que les actifs immobiliers sont sensibles à trois facteurs de risque différents. A savoir, le risque de taux d'intérêt (i_t), le risque systématique du marché immobilier (p_{1_t}) et le risque idiosyncratique de l'actif (p_2). Nous allons détailler chacun de ces facteurs de risque dans les sections suivantes.

3.3.3.2 Modélisation du taux d'intérêt

3.3.3.2.1 Construction de l'échantillon

Le premier constituant de notre taux d'actualisation est le taux d'intérêt. Comme relevé par Hoesli (Hoesli & al. 2005), ce taux doit être fortement corrélé avec le taux d'intérêt hypothécaire. Conceptuellement, ce taux doit représenter le rendement de la dette liée au risque immobilier. Dans ce travail, nous utilisons directement le taux hypothécaire variable mensuel, tel que publié par la BNS (ci-après désigné uniquement taux hypothécaire). Comme taux représentatif, nous choisirons la classe de risque la plus faible (classe 1) qui est constituée des crédits à faible perte attendue (entre 0% et 0.05%). Un désavantage notoire de cette approche est que nous disposons uniquement des taux hypothécaires mensuels depuis mai 2009, soit 68 mois jusqu'à décembre 2014. Afin d'utiliser des estimations des paramètres se basant sur l'ensemble du cycle immobilier (de 1990 à 2014), nous avons dû inférer les taux hypothécaires en vigueur avant mai 2009. Pour ce faire, nous avons déterminé les coefficients de la régression linéaire entre le taux hypothécaire variable et un taux sous-jacent représentant le coût du refinancement pour les banques. Ce dernier est représenté par le taux LIBOR CHF 3 mois (ci-après désigné LIBOR) pour lequel nous disposons de données remontant jusqu'en 1990 (BNS).

Concrètement, nous avons utilisé la méthode des moindres carrés ordinaire (« *ordinary least squares* »). Ainsi, ce problème peut être abordé de deux manières. La première

est de prendre le LIBOR comme variable indépendante et le taux hypothécaire comme variable dépendante. La seconde consiste à calculer un écart de crédit hypothécaire (« spread ») comme la différence entre le taux hypothécaire et le LIBOR. Puis d'effectuer la régression avec comme variable indépendante le LIBOR et comme variable dépendante le spread. Après analyse des résultats des deux régressions, nous avons opté pour celle entre le taux hypothécaire et le spread hypothécaire. En effet, cette régression présente un coefficient de détermination (« R squared ») de 0.72, contre seulement 0.514 pour l'autre approche (voir statistiques détaillées des régressions en annexe).

A partir des coefficients de la droite de régression et des données historiques du LIBOR, nous avons déterminé les spreads hypothécaires implicites pour la période de janvier 1990 à avril 2009, à l'aide de la formule d'une droite affine :

$$y = ax + b$$

Où, x est le taux LIBOR mensuel, b l'ordonnée à l'origine ($b = 0.9426$), a la pente de la droite ($a = -0.6096$) et y le spread hypothécaire. Nous avons contraint le spread résultant entre les spreads minimum (0.66) et maximum (1.022) observés dans notre échantillon. Notons que ces résultats impliquent une relation négative entre le coût de refinancement des banques (le LIBOR) et l'écart de crédit. Pour continuer, nous retrouvons le taux hypothécaire mensuel implicite par simple addition du spread et du LIBOR. Notre échantillon final pour le calcul des paramètres est composé des taux estimés de janvier 1990 à avril 2009 et des taux effectifs de mai 2009 à décembre 2014.

Afin de contrôler que les résultats obtenus ne soient pas aberrants, nous les avons comparés avec un graphique des taux hypothécaires pour cette même période (MoneyPark). Malheureusement, il n'était pas possible d'extraire les données du graphique. Bien que suivant la même trajectoire, nous remarquons que les taux estimés sont inférieurs aux taux historiques réels présentés par le graphique. Nous attribuons ce phénomène au fait que nous employons le taux de la classe de risque la plus faible des cinq classes de risque. Le graphique présente quant à lui les taux hypothécaires variables moyens.

Figure 12 : Historique des taux hypothécaires variables en Suisse

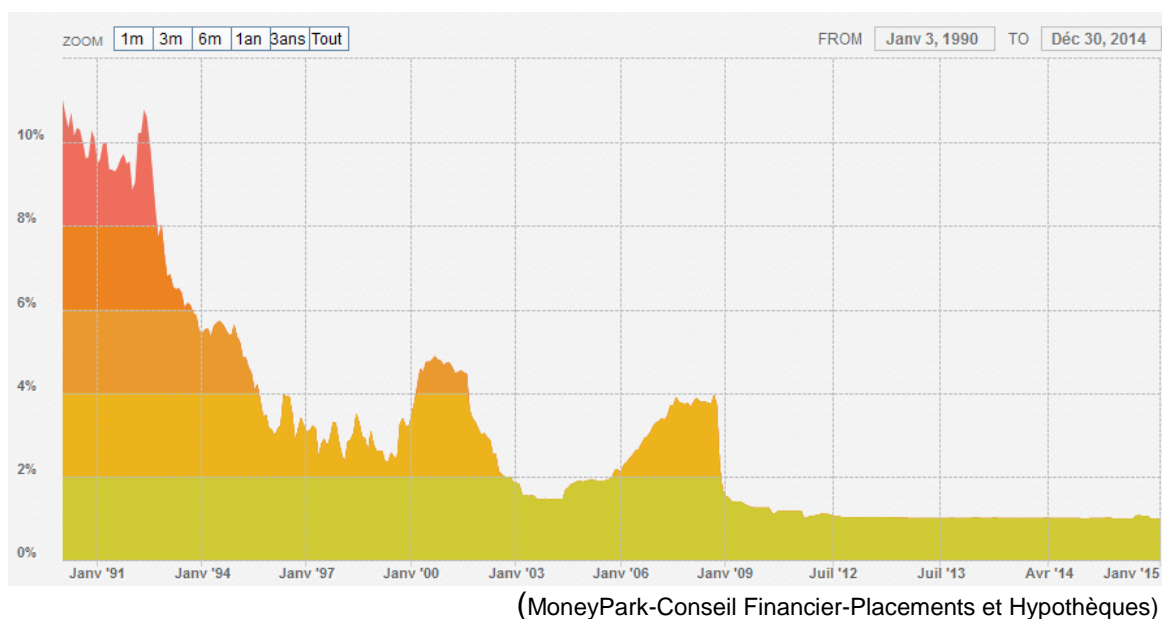
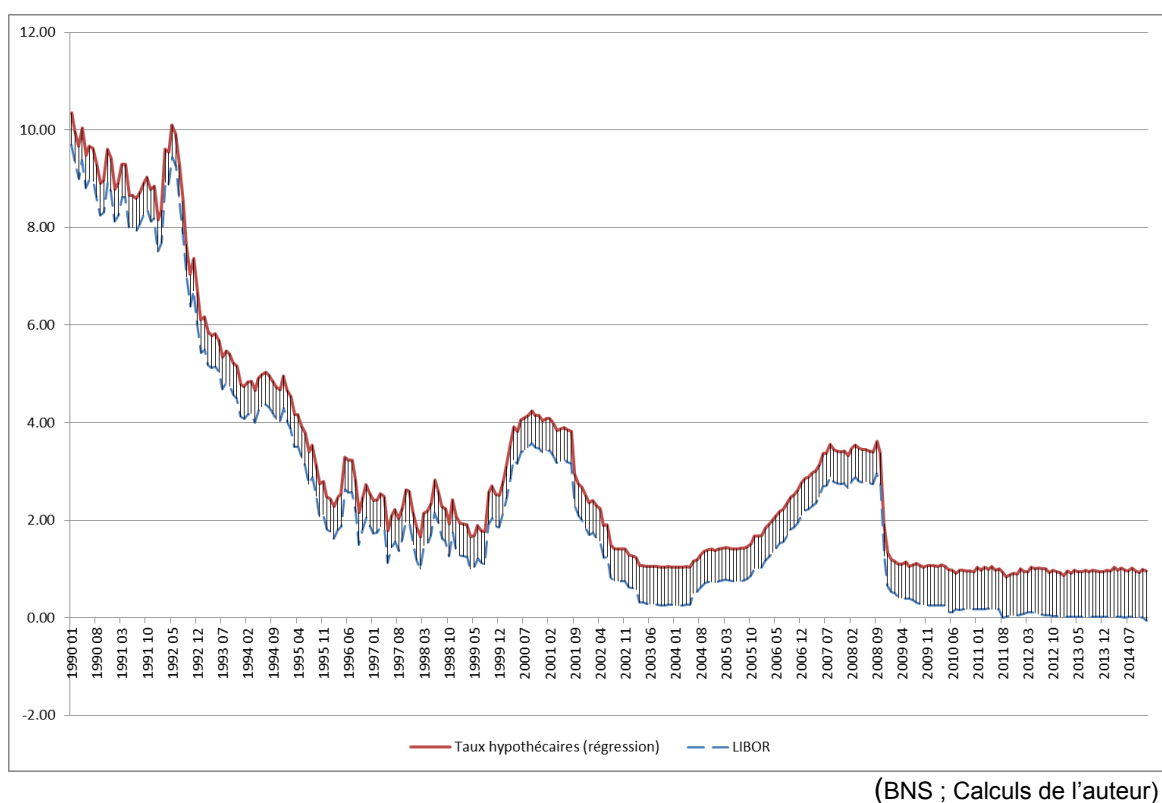


Figure 13 : Taux hypothécaires variables obtenus par régression



3.3.3.2.2 Construction de la courbe des taux spots

A partir de l'échantillon de taux hypothécaires ainsi créé, nous avons calculé les paramètres (moyenne et écart-type) nécessaires à la création d'une courbe spot des taux hypothécaires à l'aide du modèle de CIR. Celui-ci requiert encore de déterminer la vitesse de retour à la moyenne (« *mean-reversion speed* ») des taux d'intérêts. Concrètement, cela nécessite d'effectuer une estimation du maximum de vraisemblance

conditionnel (« *conditional maximum likelihood estimation* ») sur notre échantillon. Le niveau de sophistication de cette méthode dépassant largement le cadre de ce travail, nous employons la vitesse de retour à la moyenne calculée par Hoesli (Hoesli & al. 2005) pour le taux Eurofranc à 6 mois pour la période 1974 à 2004 (soit 0.48). Notre modèle de taux est ainsi basé sur deux hypothèses sous-jacentes relativement fortes. Premièrement, que la vitesse de retour à la moyenne est la même entre le taux Eurofranc 6 mois et le taux LIBOR 3 mois. Secondairement, que cette vitesse est stable dans le temps. Nous recommandons à tout lecteur souhaitant répliquer la méthode présentée dans ce travail, d'effectuer une estimation des paramètres plus rigoureuse à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance (Kladivko et Hull 2011).

Une fois les paramètres ainsi estimés, nous avons implémenté le modèle du CIR directement dans Excel (Cox & al. 1985). Pour ce faire, nous nous sommes librement inspirés du modèle proposé et mis à disposition en ligne par le professeur John Hull de l'Université de Toronto (John Hull's Web Site). Précisons que le modèle de CIR nous sert à modéliser deux séries de taux. Premièrement, nous modélisons la courbe spot (ou zéro coupon) des taux d'intérêt hypothécaires. Cette courbe nous permet d'obtenir les taux spots actuels pour des maturités de un à dix ans. Nous employons ces taux pour déterminer le taux d'actualisation de chaque année. Deuxièmement, nous calculons les taux hypothécaires spots futurs qui nous permettront de modéliser la corrélation prospective avec la prime de risque systématique. Il est important de noter que la courbe des taux spots actuels est de nature déterministe. C'est-à-dire que le taux long actuel présente une relation fixe avec le taux court actuel, dans le modèle de CIR. Au contraire, la projection des taux spots futures est de nature stochastique. Donc, les taux spots futures anticipés seront différents à chaque simulation, en raison de la partie brownienne de l'équation (Cox & al. 1985).

Il est encore intéressant de préciser que la courbe des taux spots actuels sera normale (ou croissante), en raison du fait que le taux spot actuel observé est inférieur à sa moyenne. Cela suppose que nous actualiserons les CFs des immeubles avec des taux supérieurs pour les maturités distantes. Cela a pour effet de diminuer la valeur actuelle des CFs. Ainsi, lors des périodes à taux d'intérêts faibles, le modèle de CIR permettra d'obtenir des valeurs plus conservatrices pour les actifs évalués (Hoesli & al. 2005).

3.3.3.3 Détermination de la prime de risque systématique

La prime de risque systématique (p_1) représente le rendement supplémentaire permettant de compenser l'investisseur pour avoir accepté le risque systématique du marché immobilier suisse. Par définition, ce risque n'est pas diversifiable.

Conceptuellement, nous pouvons décrire cette prime de risque comme la somme de l'ensemble des primes de risque typiques d'un investissement immobilier (risque du marché de la location, du prix des actifs immobiliers, etc...). Empiriquement, il n'est pas possible de différencier l'impact de chacun des facteurs de risque propres à l'immobilier. Dès lors, nous calculons cette prime comme le surplus de rentabilité qu'offre un investissement immobilier diversifié par rapport au taux d'intérêt hypothécaire précédemment défini.

L'idéal serait de prendre un indice de marché le plus diversifié possible, afin de calculer cette prime de risque. Intuitivement, nous avons pensé utiliser les indices publiés par le SXI Swiss Exchange, soit le SXI CH Real Estate® TR ou le SXI Real Estate® Funds TR. Ceux-ci représentent la performance de l'immobilier suisse coté en bourse (SIX Swiss Exchange). Cependant, ces indices sont uniquement calculés respectivement depuis janvier 2008 et janvier 1995. Dès lors, calculer la prime de risque sur ces périodes revenait à considérer uniquement la période de hausse du cycle immobilier. Ceci conduit à des primes aberrantes, soit respectivement 6.38% et 3.74%.

Afin de contrer ce problème, nous avons choisi d'utiliser l'indice SWX IAZI Investment Real Estate Performance Index (SWXPI) calculé par IAZI AG. Il s'agit de la version rendement total de l'indice de prix employé pour les projections des prix. Formellement, il se calcule en ajoutant le rendement des CFs nets, calculés dans le CIFI Swiss Property Benchmark®, à l'évolution des prix telle que mesurée par le SWX IAZI Real Estate Price Index. Le CIFI Swiss Property Benchmark® est calculé à partir d'immeubles de rendement représentant plus de CHF 100 milliards en valeur de marché (IAZI AG). A partir des données du SWXPI, nous avons pu calculer le rendement total trimestriel de l'indice, auquel nous avons soustrait le taux hypothécaire variable de la période correspondante. Formellement, nous avons :

$$p_{1t} = RSWXPI_t - \frac{MR_{t-1}}{4}$$

Où, p_{1t} représente la prime de risque systématique en t, $RSWXPI_t$ le rendement de l'indice de rendement total entre t-1 et t et MR_{t-1} le taux hypothécaire en vigueur en t-1. Notons que nous devons diviser le taux hypothécaire par quatre, afin d'obtenir le taux hypothécaire trimestriel à partir du taux hypothécaire annuel publié. Rappelons que le taux hypothécaire de la période est fixé en début de période, alors que le rendement total de l'indice pour la période est connu uniquement à posteriori. Dès lors, nous calculons la prime à partir du rendement en t et du taux hypothécaire en t-1. A partir des

primes de risque trimestrielles calculées, nous calculons la prime de risque annuelle comme la moyenne géométrique des primes trimestrielles. Soit de la manière suivante :

$$p_{1a} = \left[\prod_{t=1}^n (1 + p_{1t}) \right]^{\frac{1}{n}}$$

Ainsi, nous obtenons une prime de risque systématique moyenne de 1.22% avec une volatilité annuelle de 7.63%, ce qui est cohérent avec le résultat obtenu par Hoesli (Hoesli & al. 2005). Par la suite, nous avons déterminé la prime de risque systématique comme une variable aléatoire et normalement distribuée tronquée de paramètres $\mu = 1.22\%$ et $\sigma = 7.63\%$.

$$p_{1a} \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$$0 < p_{1a} < \max$$

Où, *max* est la prime de risque maximum observée dans l'échantillon, soit 11.96%. Cette prime de risque étant normalement distribuée, nous pouvons facilement calculer la probabilité qu'elle atteigne une certaine valeur, à l'aide d'une table de distribution normale centrée réduite et par symétrie et complémentarité. Notons simplement que cette prime dépassera 8.85% (soit la moyenne plus un écart-type) dans 15.87% des tirages. De plus, nous contraignons la prime de risque à 0, afin qu'elle ne prenne pas de valeur négative. Nous observons un minimum empirique de -11.07%. Cependant, nous pensons qu'il est théoriquement fallacieux d'actualiser des flux de trésorerie d'un actif risqué avec un taux potentiellement inférieur au taux sans risque ou au taux hypothécaire dans notre cas. Conceptuellement, cela reviendrait à considérer que le risque des fonds propres investis dans l'immobilier est inférieur à celui de la dette hypothécaire finançant le même bien. Ce postulat va à l'encontre de la réalité économique et juridique de la structure du capital et des principes fondamentaux de finance. Dès lors, nous pouvons admettre que la prime sera contrainte par le haut dans environ 8% des cas et par le bas dans 43.6% des tirages.

Nous générons donc les variables distribuées selon la loi normale pré-spécifiée à l'aide de la technique de la fonction inverse. A cet effet, nous générons en premier lieu des variables aléatoires uniformément distribuées représentant les probabilités dans la fonction de répartition de la loi normale. A l'aide de la copule de Frank, nous modélisons la prime de risque systématique en *t* comme une variable corrélée au taux spot futur en *t*, tel que projeté par le modèle de CIR. A l'aide des données historiques, nous avons calculé un coefficient de corrélation d'environ -0.61 entre la prime de risque trimestrielle

et le taux hypothécaire trimestriel. Ce résultat concorde avec l'estimation de -0.5 faite par Hoesli (Hoesli & al. 2005). Rationnellement, cela suppose que la prime de risque systématique de la classe d'actifs qu'est l'immobilier présente une relation linéaire négative avec les taux d'intérêt hypothécaire.

Conceptuellement, cette approche permet de tenir compte de l'impact de l'environnement économique (ici représenté par l'évolution des taux d'intérêt) sur l'attractivité de l'immobilier. Ainsi, quand les taux d'intérêts baissent la prime de risque (ou la rentabilité) de l'immobilier aura tendance à augmenter et vis-versa. Nous remarquons, par exemple, un coefficient de corrélation de -0.41 entre le rendement trimestriel du SWX IAZI Investment Real Estate Performance Index (rendement total de l'immobilier) et le taux LIBOR 3 mois. Bien évidemment, ce raisonnement repose sur l'hypothèse que les marchés sont efficaces et, donc, qu'un surplus de rentabilité ne fait que compenser l'investisseur pour le risque accru (prime de risque). Il est important de relever que les changements de valeurs des actifs immobiliers sont plus influencés par les changements de rendements requis, que par les changements de projection des CFs espérés (Geltner & al. 1995 ; Clayton 1996). Ainsi, modéliser la prime de risque systématique comme une variable fixe conduirait à ne pas considérer l'un des facteurs de risques les plus importants pour cette classe d'actifs.

3.3.3.4 Détermination de la prime de risque idiosyncratique

La prime de risque idiosyncratique représente la compensation pour le risque spécifique à l'actif. Dans la théorie financière classique, le risque idiosyncratique est de nature diversifiable. De ce fait, la théorie moderne du portefeuille considère que ce risque ne doit pas être compensé par un surplus de rendement. Dans le cadre d'un portefeuille d'investissements directs en immobilier, cette hypothèse théorique est contestable. En effet, de par la taille unitaire importante et l'indivisibilité des actifs sous-jacents, il est difficile de construire un portefeuille assez diversifié pour éliminer totalement le risque spécifique. Les fonds de placement en immobilier entendent apporter une solution à ce problème, en permettant aux investisseurs d'acquérir une participation dans un portefeuille diversifié. Cependant, il est nécessaire de se demander si les placements directs et indirects constituent vraiment une seule et même classe d'actifs. En effet, nous pouvons définir une classe d'actifs comme un ensemble d'actifs présentant la même sensibilité aux mêmes facteurs de risque et, donc, les mêmes profils de rendement et de risque. Dans le cadre de cette définition, les placements directs et indirects doivent être considérés comme deux classes d'actifs distinctes. Par exemple, les Real Estate Investment Trust (REITs) présentent empiriquement une corrélation plus forte avec les petites et moyennes capitalisations, qu'avec l'immobilier direct (CAIA

2012). De manière générale, les placements indirects présentent une volatilité supérieure aux placements directs, notamment en raison du lissage des rendements dû à la valorisation des immeubles.

Ainsi, dans le cadre de ce travail, nous partons du postulat que le risque idiosyncratique est compensé par une prime de risque spécifique à l'actif. Afin de déterminer cette prime, nous utilisons la méthode développée par Hoesli (Hoesli & al. 2005). Cette méthode consiste à considérer le risque spécifique de l'actif immobilier comme résultant de trois facteurs de risque sous-jacents. Soit la qualité de l'emplacement de l'immeuble (macro et micro-situation), la qualité de la construction et l'âge du bâtiment. L'appréciation des deux premiers éléments nécessite des connaissances importantes en immobilier et entraîne une certaine subjectivité. C'est pourquoi, nous employons les notes à notre disposition dans les DCFs statiques des immeubles. Le calcul de l'âge du bâtiment est plus simple. La seule subtilité est que nous le calculons à partir de la dernière rénovation totale, s'il s'avère qu'il y en a eu une. A partir de ces données, nous classons les données de la manière suivante :

Tableau 4 : Facteurs de risque idiosyncratiques

Catégorie	Mauvais	Normal	Très bon	Excellent
Qualité de l'emplacement (micro et macro)]4;5]]3;4]]2;3]	[1;2]
Qualité de la construction]4;5]]3;4]]2;3]	[1;2]
Age du bâtiment (en années)]15;∞[]15;40]]5;15]	[0;5]
Coefficients	25	50	75	100

(Hoesli & al. 2005, pp. 12-13)

Puis nous calculons le coefficient de risque idiosyncratique de chaque actif comme une moyenne pondérée des coefficients obtenus pour chaque immeuble.

$$C_a = 40\% * C_{E_a} + 40\% * C_{C_a} + 20\% C_{A_a}$$

Où, C_a est le coefficient pour l'actif a, C_{E_a} , C_{C_a} et C_{A_a} sont respectivement les coefficients relatifs à l'emplacement, la qualité de la construction et l'âge de l'actif a. Puis, à partir de ce coefficient, nous calculons la prime de risque idiosyncratique de chaque immeuble à l'aide de la formule suivante :

$$p_{2_a} = \frac{(100 - C_a)}{100}$$

Nous obtenons ainsi une prime de risque idiosyncratique (p_{2a}) pour chaque actif comprise entre 0% et 0.75%. Cette prime de risque discrétionnaire s'additionne simplement au taux d'intérêt hypothécaire et à la prime de risque systématique, afin de composer le taux d'actualisation stochastique que nous utiliserons pour actualiser les CFs.

4. Résultats

Une fois le modèle implémenté, nous avons réalisé la simulation de Monte Carlo. Pour ce faire, nous avons généré 32'768 scénarios en tirant aléatoirement des échantillons de variables aléatoires. Afin de réaliser ces tirages, nous avons programmé un algorithme en VBA permettant d'automatiser les tirages et le stockage des données (code en annexe). Concernant le nombre de tirages, nous avons été quelque peu limités par les capacités d'Excel. En effet, nous souhaitions à priori réaliser 50'000 simulations. Cependant, cela dépassait les capacités du logiciel. Le tableau des statistiques calculées à partir des résultats est disponible en annexe. Dans les prochaines sections, nous analyserons ces résultats en détails. Notons que nous n'avons pas souhaité calculer d'intervalles de confiance. En effet, nous pensons que les résultats doivent être interprétés en gardant en mémoire les hypothèses sous-jacentes sur lesquelles repose le modèle. Dans cette optique, nous pensons que cette analyse est trop formelle et donne justement un faux sentiment de confiance.

Rappelons encore que l'immeuble 11 ne respectait pas formellement les critères pour la modélisation de l'évolution du prix. En effet, nous possédons uniquement son prix de construction. Afin de ne pas biaiser l'analyse, nous construisons deux portefeuilles. Le portefeuille de base (ci-après « PF ») comprenant l'ensemble des douze immeubles et le portefeuille « PF(ex11) » ne comprenant pas l'immeuble 11.

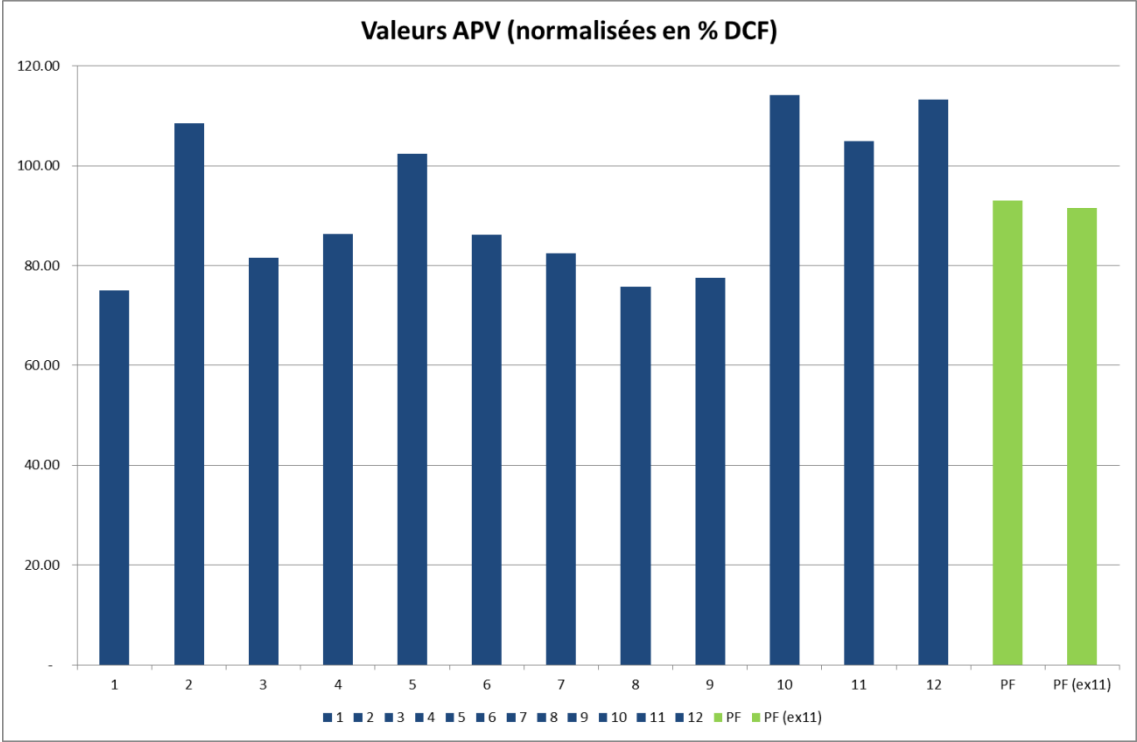
4.1 Analyse des valeurs

4.1.1 Estimations des valeurs APV

Une fois les simulations réalisées, nous avons commencé par calculer la valeur APV de chaque actif comme la moyenne arithmétique de l'ensemble des 32'768 valeurs obtenues. Ainsi, nous obtenons la valeur moyenne de l'actif sur l'ensemble des simulations. Nous remarquons que les valeurs APV sont généralement inférieures aux valeurs DCF. Sur l'ensemble des immeubles, les valeurs APV sont en moyenne inférieures de -8% aux valeurs DCF. Cependant, ce résultat dépend passablement de l'actif considéré. En effet, cet écart de valorisation varie entre -25% (immeuble 1) et +14% (immeuble 10). Ces résultats concordent avec ceux trouvés par Hoesli (Hoesli & al. 2005). Ces auteurs trouvent des valeurs APV inférieures de -6.7% aux valeurs hédonistes. Ce résultat peut être expliqué par l'emploi du modèle de CIR pour les taux d'intérêts. En effet, ce modèle est de type « mean-reverting ». Ainsi, lorsque les taux sont bas, le modèle aura tendance à surestimer les taux d'intérêts. Cela a pour effet de produire des valeurs plus conservatives durant ces périodes. Comme les taux ont

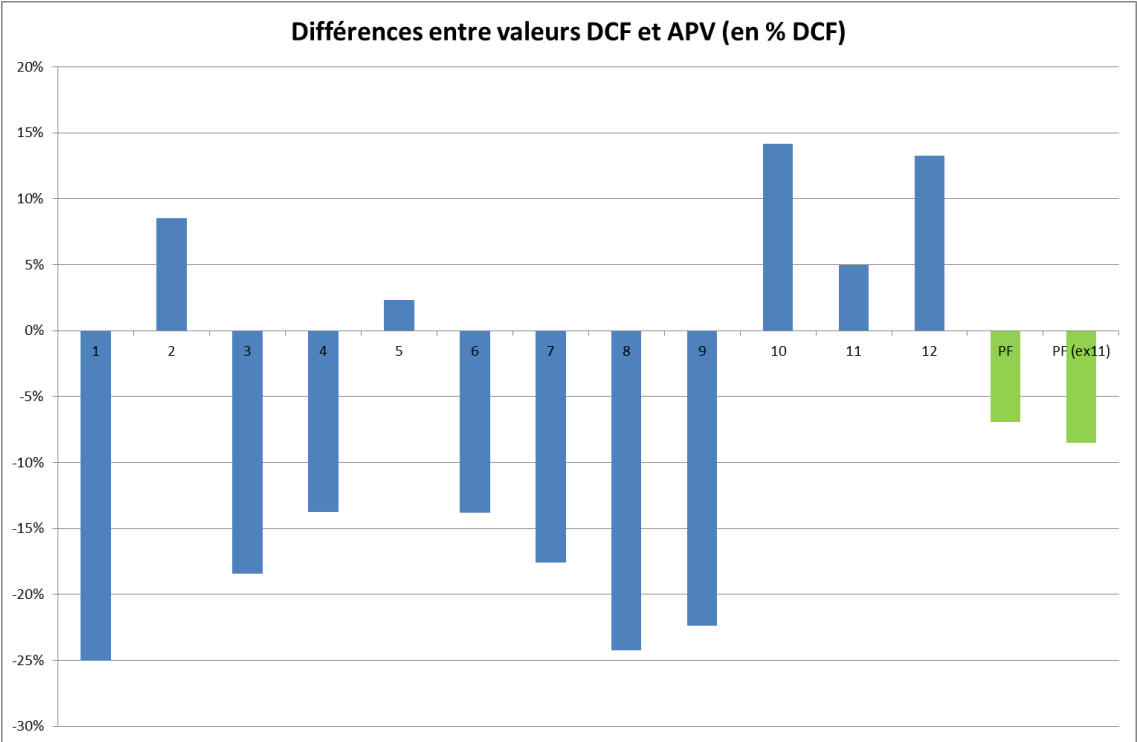
encore diminué entre l'étude de Hoesli et celle-ci, il est normal que cet effet se soit accentué. Dès lors, nous pensons que les valorisations obtenues sont intéressantes dans l'optique d'une potentielle hausse des taux.

Figure 14 : Valeurs APV normalisées (en % valeur DCF)



(Auteur)

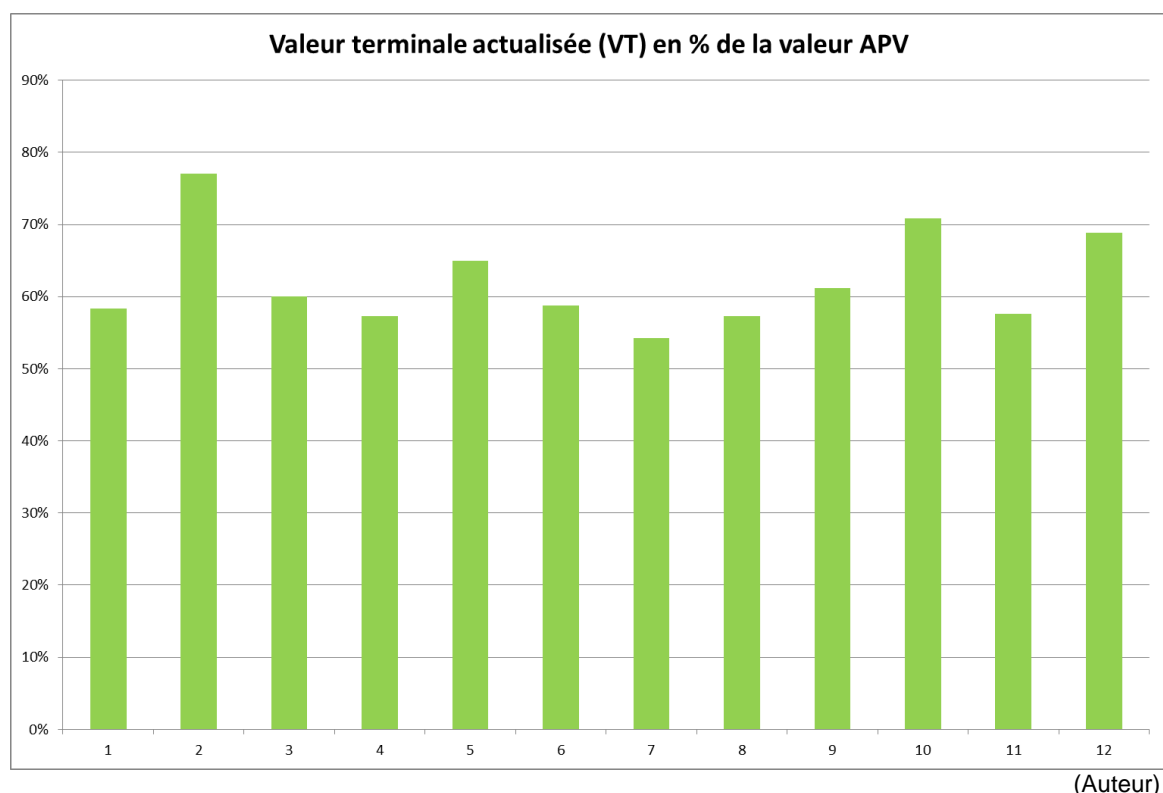
Figure 15 : Différence entre valeurs DCF et APV (en % valeur DCF)



(Auteur)

Afin de vérifier la pertinence de notre modèle, nous avons calculé le poids de la valeur terminale actualisée dans la valeur APV. Nous obtenons un poids moyen de 62%, avec un maximum de 77% (immeuble 2) et un minimum de 54% (immeuble 7). Ces pourcentages sont largement au-dessus de 50%. Dès lors, nous devons prendre avec beaucoup de précaution les valeurs obtenues. En effet, celles-ci sont extrêmement influencées par la valeur terminale. Dans cette optique, nous pensons qu'il serait nécessaire d'allonger la période de projection à vingt ans, afin de faire diminuer mécaniquement le poids de la valeur terminale. Notons que ceci demande de faire des projections à plus long terme, notamment des CAPEXs, et qu'il s'agit d'un exercice périlleux (Aziz & al. 2005 ; Bender & al. 2006).

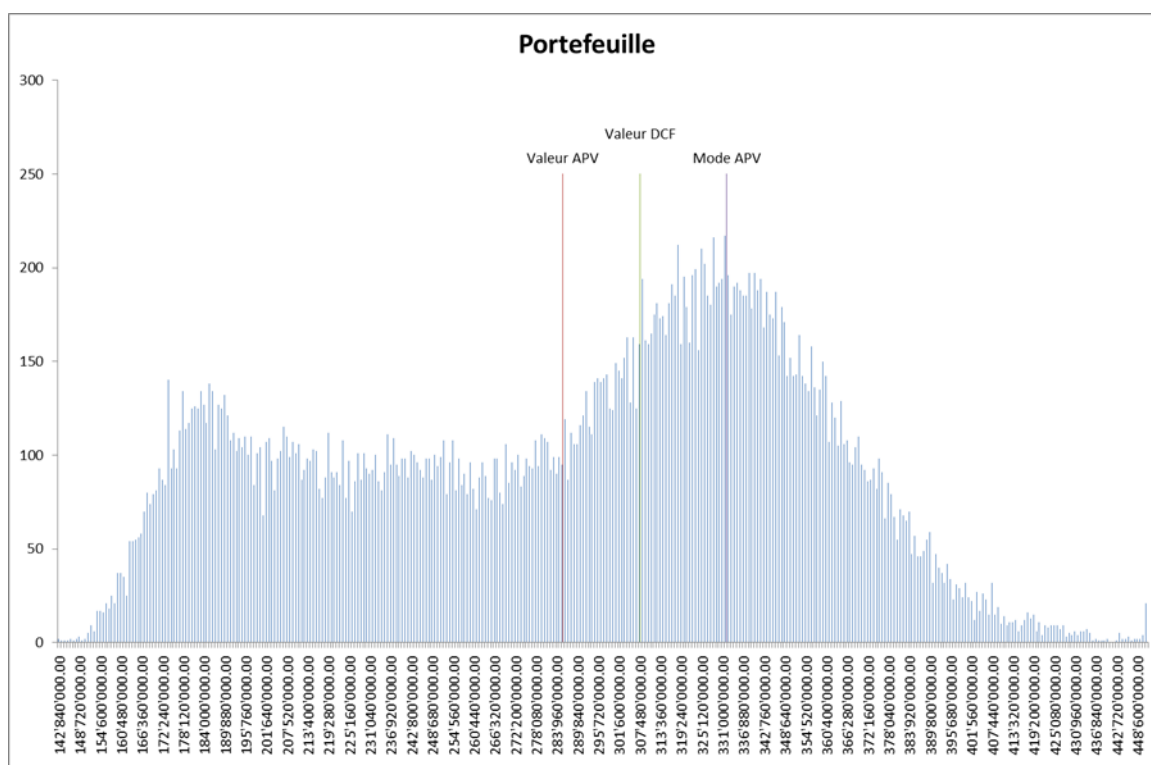
Figure 16 : Poids de la valeur terminale actualisée (en % valeur APV)



4.1.2 Analyse de la distribution des valeurs APV

Nous avons réalisé les histogrammes des valeurs pour chacun des actifs et pour les deux portefeuilles (voir annexes). Nous remarquons que chacun des actifs présente la même distribution des valeurs et que celle-ci s'éloigne de la distribution normale. Ci-dessous se trouve l'histogramme de la distribution des valeurs du portefeuille dans son ensemble. Afin que cela soit plus parlant, nous y avons inséré la valeur APV, DCF et le mode de la distribution. Rappelons que la valeur APV est la moyenne de cette distribution. Alors que le mode est l'observation (la valeur) présentant la plus grande fréquence. Autrement dit, il s'agit de la valeur la plus probable.

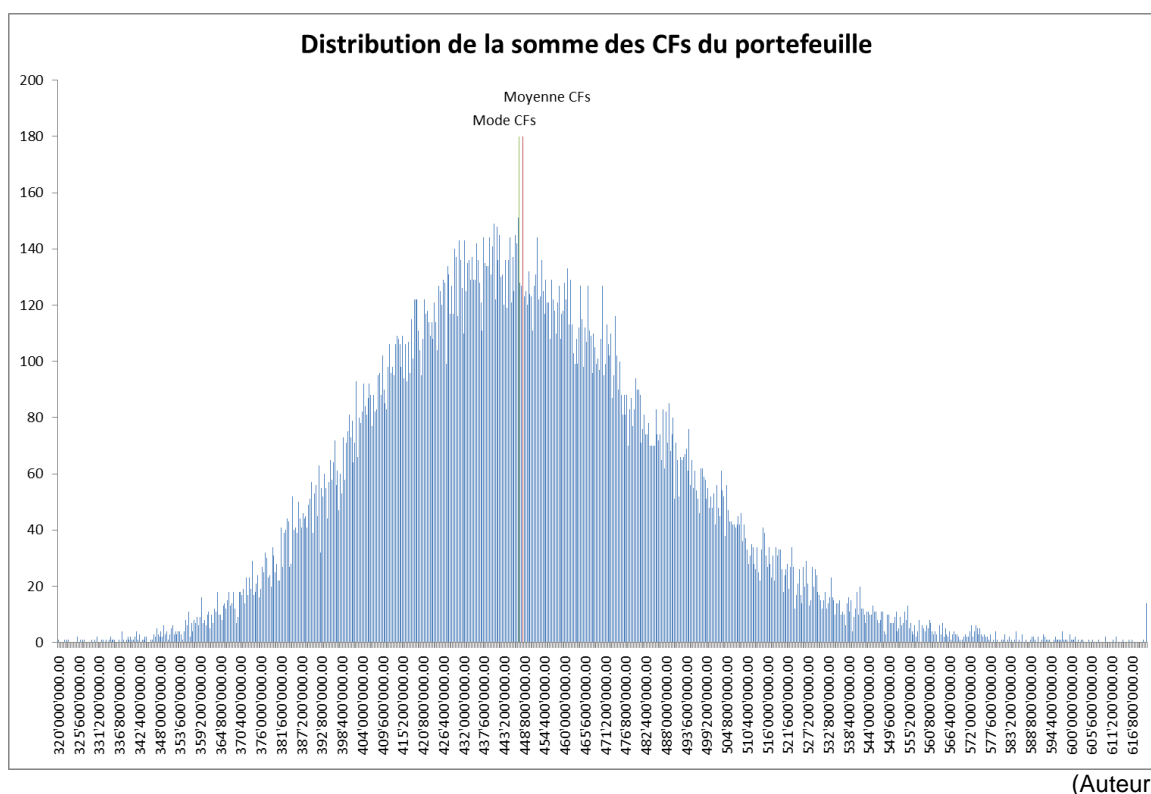
Figure 17 : Distribution des valeurs APV du portefeuille



(Auteur)

Les distributions des valeurs que nous obtenons ne sont pas comparables avec celles obtenues par Hoesli (Hoesli & al. 2005). En effet, ces derniers trouvent une distribution symétrique et plus proche de celle de la loi normale. L'immeuble illustrant leur démarche présente notamment un skewness proche de zéro et un kurtosis de 2.8. Nous remarquons que la distribution que nous obtenons est due à la méthodologie d'actualisation que nous employons. Cet effet sur la distribution est principalement dû au fait que nous contraignons vers le bas (à 0) le risque premium systématique. En effet, si nous calculons la distribution de la somme des CFs non-actualisés, nous obtenons une distribution symétrique plus proche de la distribution normale. Nous obtenons notamment un skewness de 0.38 et un kurtosis de 3.32. Nous présentons ci-dessous le graphique de la distribution des CFs pour le portefeuille en entier. Néanmoins, les actifs présentent une distribution des CFs extrêmement semblable.

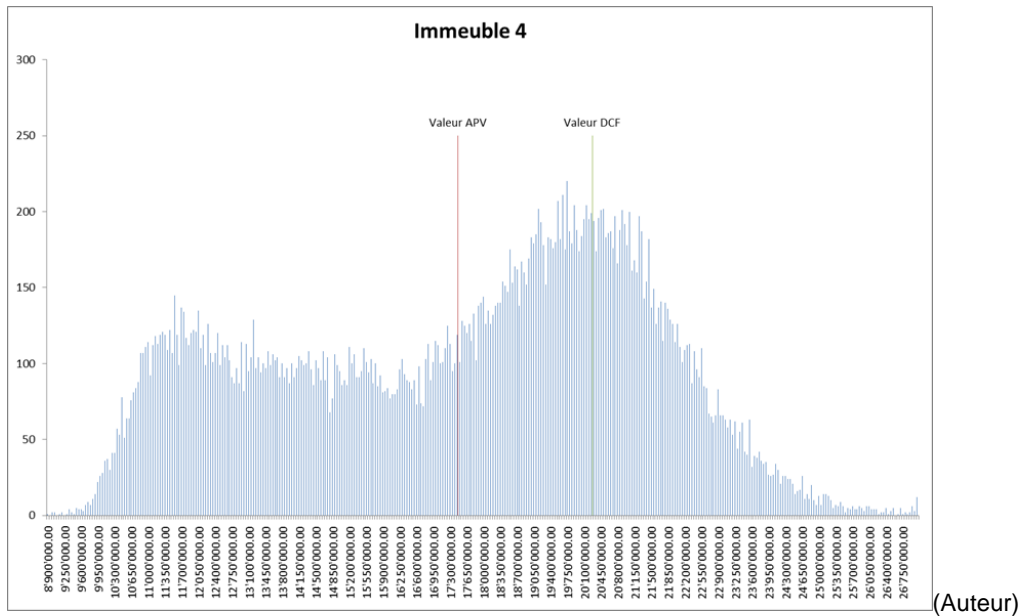
Figure 18 : Distribution du total des cash-flows du portefeuille



Nous constatons ainsi que les choix faits dans le cadre de la construction du taux d'actualisation, ont un impact important sur la distribution des valeurs. Nous reviendrons sur l'impact de ces choix sur les différentes mesures du risque dans une section suivante.

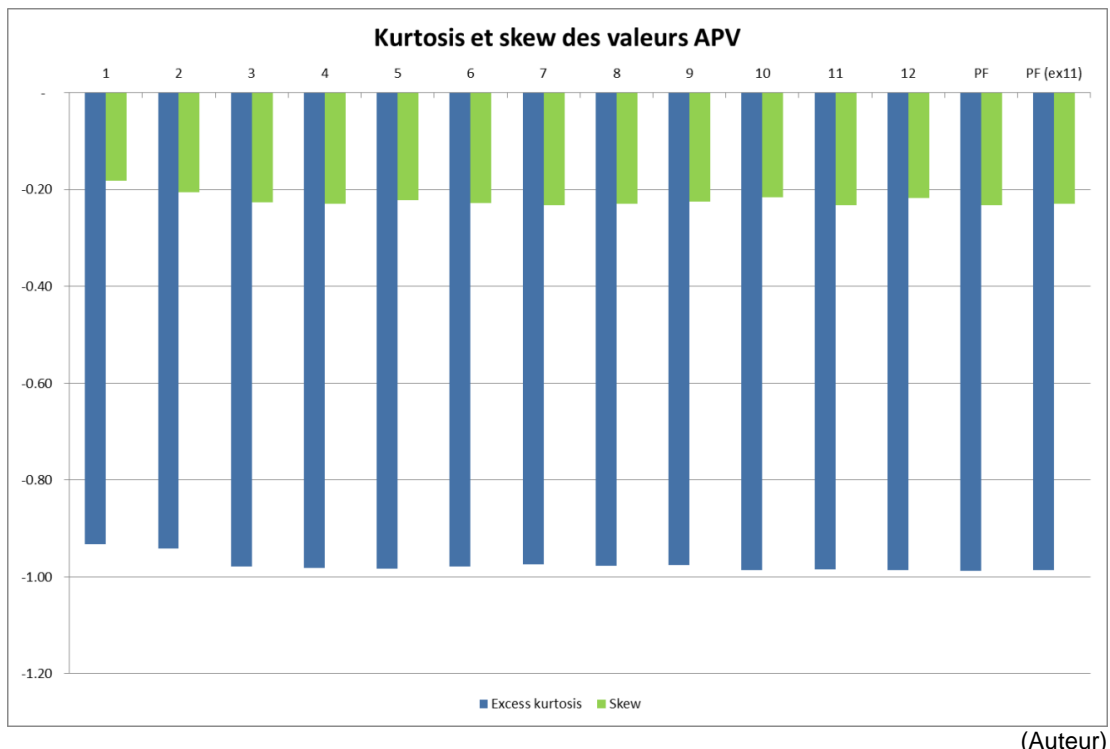
Si nous continuons d'analyser la distribution des valeurs actualisées, il est intéressant de constater que, pour sept des douze immeubles, la valeur DCF est plus proche du mode de la distribution que de sa moyenne. Dans le cadre des portefeuilles, la valeur DCF se situe entre la moyenne et le mode de la distribution. Cet effet est particulièrement frappant pour les immeubles numéros 3, 4, 6 et 7. Conceptuellement, ceci est très intéressant. En effet, l'objectif des simulations de Monte Carlo pour la valorisation des actifs est d'obtenir l'ensemble de la distribution des valeurs. Au contraire, la valorisation DCF déterministe consiste à trouver la valeur de l'actif en insérant dans le modèle de valorisation l'ensemble des paramètres les plus justes ou les plus probables. Ainsi, la valeur obtenue avec une DCF déterministe est la valeur la plus probable selon l'expert. Théoriquement, nous pouvons donc interpréter la valeur DCF comme le mode de la distribution des valeurs. Il est important de noter que, si la distribution n'est pas symétrique, le mode est un indicateur biaisé de la moyenne. Donc, il faut supposer que la distribution est normale ou au moins symétrique, pour interpréter une valeur DCF comme un indicateur non-biaisé de la valeur d'un immeuble.

Figure 19 : Distribution des valeurs APV de l'immeuble 4



Dans le cadre de notre modèle, si nous considérons les coefficients d'asymétrie (« skewness ») et l'excess kurtosis des distributions des actifs, nous pouvons facilement rejeter l'hypothèse de distributions symétriques ou normales. En effet, nous remarquons que les distributions sont platykurtiques et présentent une asymétrie négative. Dans ce cas, nous pouvons postuler que les valeurs DCF ne fournissent qu'une approximation biaisée de la valeur de l'immeuble.

Figure 20 : Coefficients d'asymétrie et Excess kurtosis des distributions



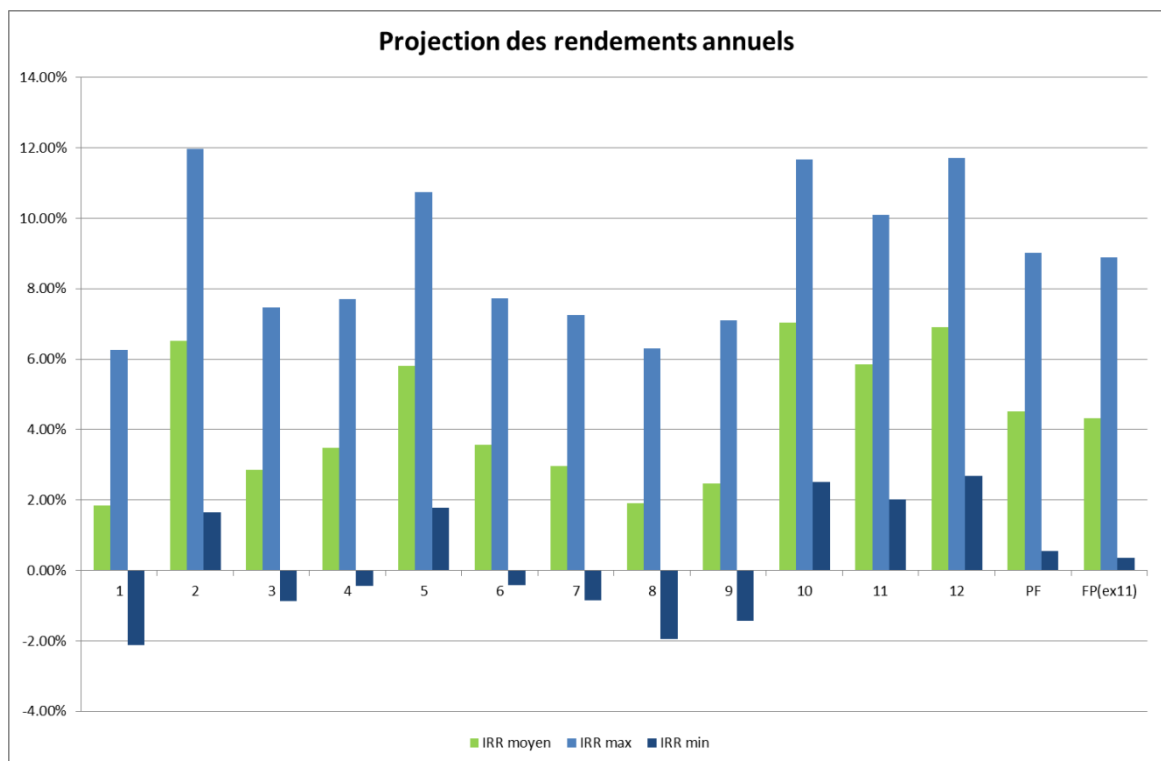
4.2 Projection du rendement du portefeuille

A l'aide des projections de CFs des actifs, nous avons déterminé le rendement prospectif du portefeuille et des actifs. Pour ce faire, nous avons défini ce rendement comme le taux interne de rendement ou « internal rate of return » (IRR) des CFs projetés. Par définition, l'IRR est le taux d'actualisation permettant d'obtenir une valeur actuelle égale à zéro. Dans notre cas, nous pouvons exprimer l'IRR de la manière suivante :

$$DCF_0 = \sum_{t=1}^T \frac{FCF_t}{(1 + IRR)^t} + \frac{TV_T}{(1 + IRR)^T}$$

Où, DCF_0 est la valeur DCF déterministe de l'actif et IRR le taux interne de rendement. Cette équation implique que nous calculons le rendement prospectif à partir de la valeur DCF actuelle du bien. Ainsi, l'IRR est une estimation de la performance future de l'investissement. De cette façon, nous avons obtenu un rendement prospectif moyen de 4.51% pour le portefeuille considéré. Si nous considérons les actifs individuellement, nous avons un IRR moyen de 4.27%. L'IRR moyen des actifs varie sensiblement d'un actif à l'autre, avec un maximum à 7.03% (immeuble 10) et un minimum de 1.85% (immeuble 1).

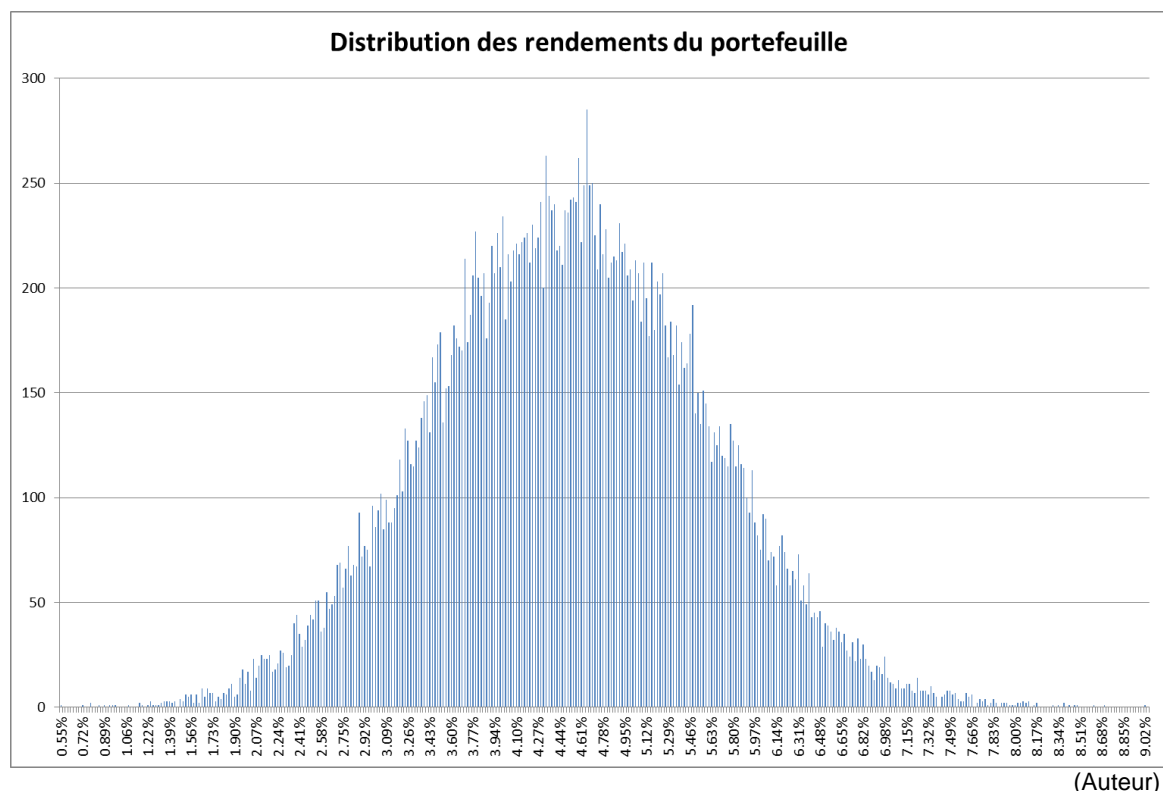
Figure 21 : Rendements prospectifs des actifs



(Auteur)

Nous pouvons étayer davantage notre analyse des rendements prospectifs, en calculant les IRRs maximum et minimum de chaque actif et des portefeuilles. Cela nous permet de déterminer le « best-case scenario » et le « worst-case scenario ». Au niveau du portefeuille, nous constatons, par exemple, que le rendement prospectif maximum est de 9.02%, alors que le minimum est de 0.55%. Il est important de préciser qu'il s'agit de rendements à l'échéance. C'est-à-dire que le calcul de l'IRR suppose que les actifs seront détenus jusqu'à l'échéance. Cependant, durant la durée de détention de l'actif, sa valeur peut être extrêmement volatile, ceci engendrant mécaniquement un rendement annuel différent de l'IRR moyen. C'est précisément ce risque de volatilité du prix que nous essaierons de quantifier, dans une prochaine section, avec le calcul du maximum drawdown. Pour conclure, il est intéressant de constater que les rendements prospectifs des actifs et des portefeuilles sont normalement distribués.

Figure 22 : Distribution des rendements du portefeuille



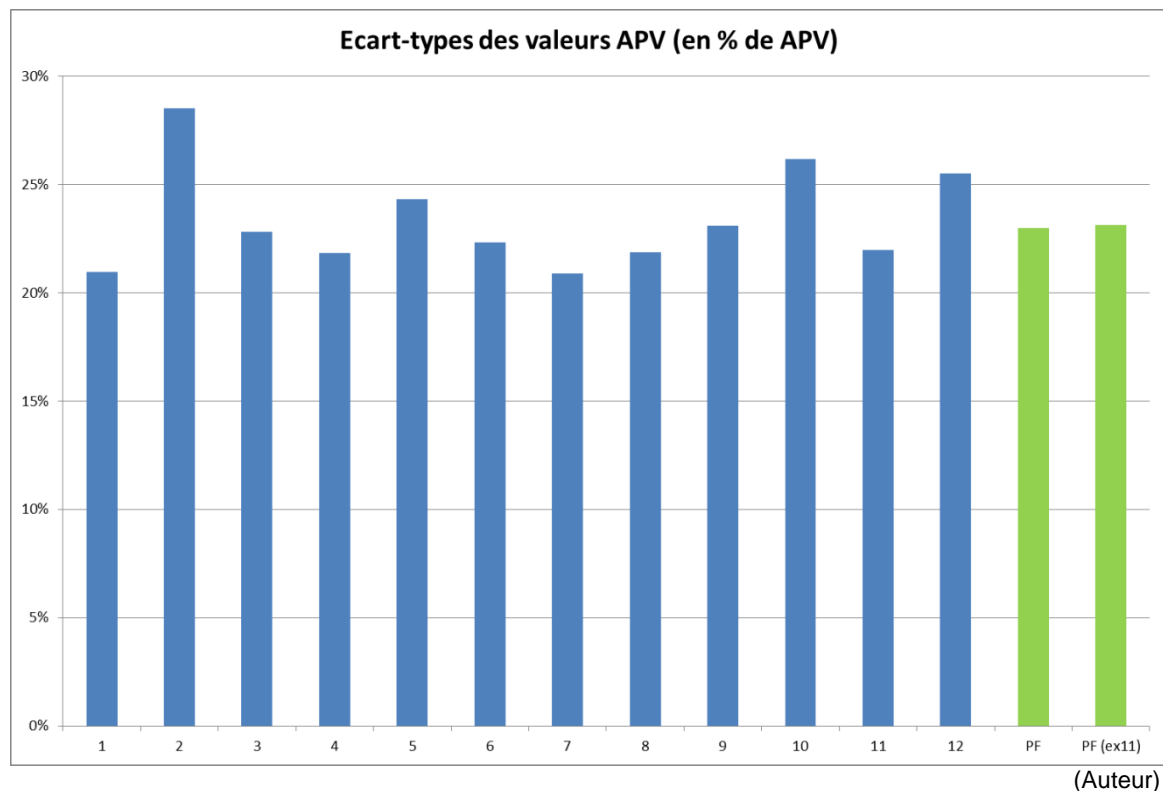
4.3 Estimation du risque du portefeuille

L'approche dynamique des simulations stochastiques permet d'obtenir des informations importantes quant aux risques du portefeuille. Dans le cadre de ce travail, nous avons accordé un soin particulier à la modélisation des interdépendances entre les variables. Nous avons ainsi pu obtenir une vision systématique du risque.

4.3.1 Analyse de la volatilité

Nous avons commencé par calculer l'écart-type des distributions de valeurs. Afin de faciliter la comparaison entre les actifs, nous avons normalisé les écart-types obtenus en les divisant par la moyenne de la distribution. Nous obtenons donc des écart-types exprimés en pourcentage de la valeur APV. Dans ce cadre, nous obtenons un écart-type moyen de 23%, relativement stable entre les différents actifs. L'écart-type maximum étant de 29% (immeuble 2), alors que le minimum est de 21% (immeuble 7).

Figure 23 : Ecart-types des distributions (en % valeur APV)



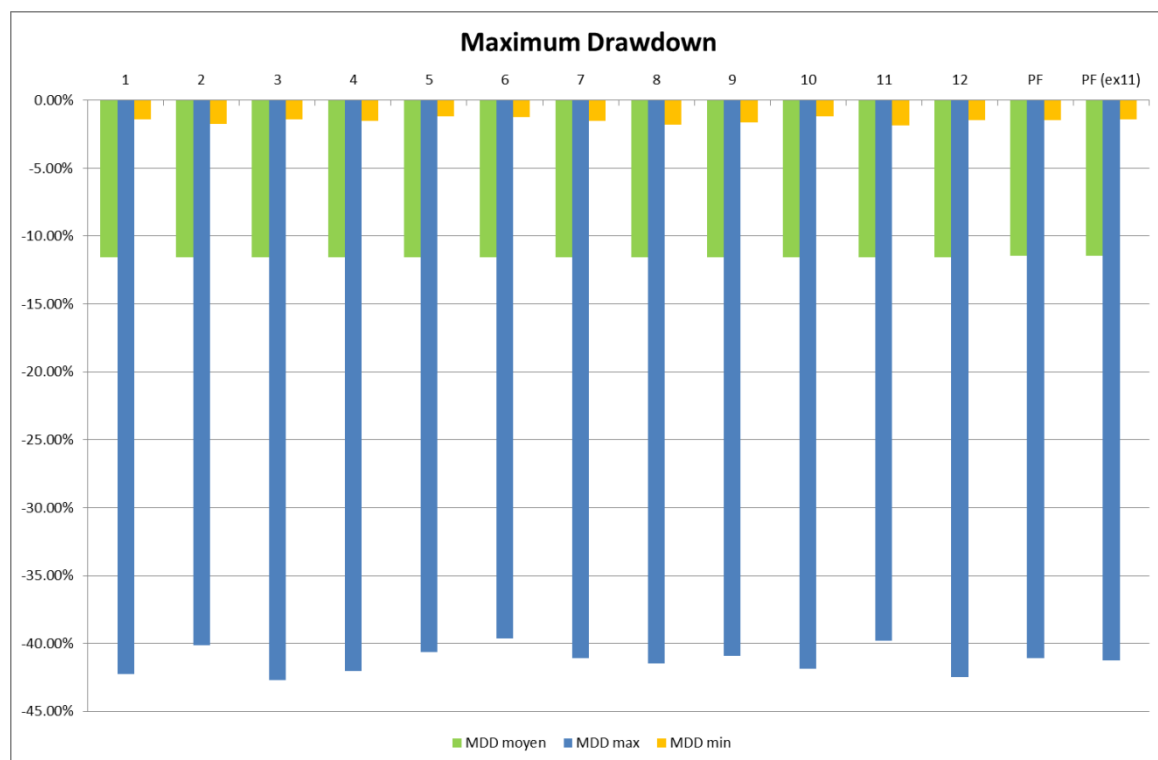
Ces écart-types sont très élevés et semblent ne pas correspondre à l'image répandue de l'immobilier comme classe d'actifs moyennement ou peu risquée. Pour comparaison, nous pouvons relever que Hoesli (Hoesli & al. 2005) trouvent des écart-types à peu près deux fois moins élevés, soit entre 9.91% et 14.53%. Selon nous, la raison de cette différence s'avère être principalement due à la méthode de construction de la prime de risque systématique. En effet, comme nous le démontrerons plus loin, si nous actualisons les CFs avec un taux d'actualisation totalement déterministe, nous obtenons un écart-type moyen de 9% extrêmement stable, avec un maximum de 11% et un minimum de 8%. Nous verrons aussi que l'hypothèse d'une prime de risque systématique fixe semble contredire les études empiriques (Geltner & al. 1995 ; Clayton 1996).

Une comparaison intéressante aurait été de comparer l'écart-type calculé avec la volatilité de l'immobilier suisse coté en bourse. Malheureusement, il n'existe aucun indice de marché couvrant l'ensemble du dernier cycle immobilier. Cependant, nous remarquons que la volatilité que nous estimons est en ligne avec celle de l'immobilier coté sur des marchés très liquides. En effet, l'indice des « equity REITs », publié par la National Association of Real Estate Investment Trusts, présente une volatilité annuelle de 24.2% entre janvier 2000 et décembre 2010 (CAIA 2012). Ceci confirme que la volatilité moyenne que nous avons calculée est un indicateur raisonnable et non lissé du risque du marché immobilier.

4.3.2 Maximum Drawdown

Nous avons ensuite calculé les maximums drawdowns (MDD) de chacun des actifs et des deux portefeuilles. Rappelons que le MDD quantifie le risque de fluctuation de la valeur de l'actif durant la durée de détention de l'actif. Ainsi, le MDD nous apporte une information différente, mais complémentaire, à celle fournie par le calcul de l'IRR minimum. Dans notre cas, nous remarquons que les MDDs sont relativement stables entre les différents actifs, avec un MDD moyen de -11.5%. Sur l'ensemble des 32'768 simulations, nous trouvons un MDD maximum moyen de -41% et un MDD minimum moyen de -1.5%.

Figure 24 : Maximums Drawdowns



(Auteur)

Cela signifie que, dans le pire des cas, un actif perdra 41% de sa valeur sur une période donnée pendant la période de détention de dix ans. Et, dans le meilleur des cas, l'actif connaîtra, à un moment ou un autre, une perte de valeur minimum de -1.5%. Pour comparaison, nous pouvons considérer l'indice des prix immobiliers de l'IAZI (SWX IAZI Investment Real Estate Price Return). Durant la période de janvier 1990 à décembre 2014, cet indice présente un MDD de -34% correspondant à la chute des prix entre 1990 et 1997. De plus, si nous considérons l'immobilier coté, nous pouvons relever que le MDD de l'indice NAREIT Equity REITs est de -68% de janvier 2000 à 2010. Dès lors, nous pouvons conclure que le MDD maximum moyen estimé de -41% est un indicateur relativement correct du risque d'un portefeuille immobilier.

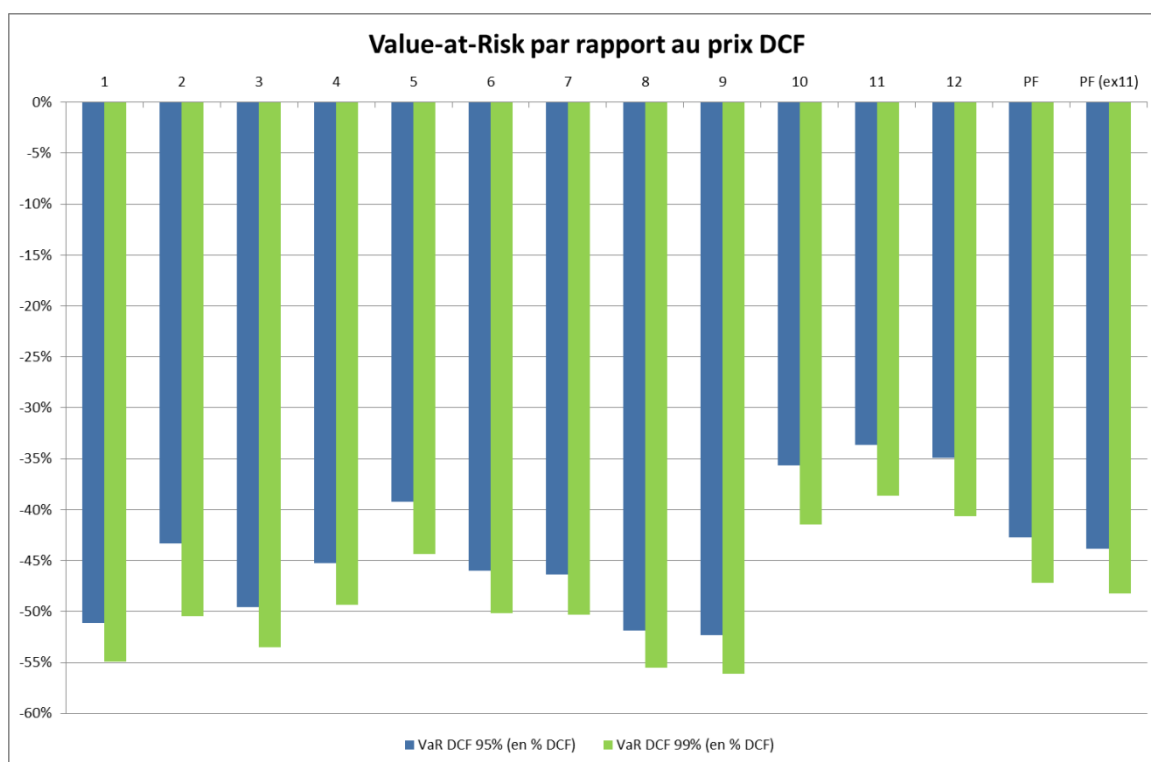
4.3.3 Value-at-Risk

À l'aide des distributions de valeurs, nous pouvons aisément calculer la value-at-risk (VaR) pour les actifs et les portefeuilles analysés. Cependant, l'utilisation de cette méthode dans le cadre d'un portefeuille d'immeubles nécessite que nous adaptions quelque peu sa méthodologie. En effet, sur les marchés financiers, la VaR permet de quantifier la perte minimum sur un horizon de temps et avec une probabilité donnés. Cette perte s'exprime en fonction du prix de marché de l'actif. Hors, dans le cas de l'immobilier, nous ne connaissons pas formellement le prix de marché de l'actif. C'est pourquoi, nous avons développé trois types de VaR permettant d'adapter ce concept à l'immobilier. Dans les trois cas, nous calculons la perte minimum selon un niveau de probabilité donné. La seule différence étant en fonction de quel prix nous exprimons la VaR.

4.3.3.1 VaR par rapport à la valeur d'évaluation

Le principe de cette VaR est d'exprimer la perte potentielle en fonction du prix d'évaluation de l'actif. Dans notre cas, il s'agit du prix évalué par la DCF déterministe. Pour ce faire, pour chaque simulation, nous calculons la différence entre la valeur DCF et la valeur APV. Puis, nous définissons la VaR à x% comme la perte minimum survenant dans (1-x)% des cas. Dans le cas de la VaR 95%, nous constatons que la VaR moyenne est de -44%. La VaR maximum étant de -52% (immeubles 8 et 9), alors que la VaR minimum est de -34% (immeuble 11). Dans le cadre d'une comptabilité en valeur de marché, nous pouvons dire qu'il y a 5% de chance pour que la perte de valeur du portefeuille soit de -43% (VaR 95% du portefeuille). Les VaRs calculées semblent relativement élevées en comparaison avec les observations empiriques. En effet, pour la période de 2000 à 2010, l'indice NAREIT Equity REITs présente une VaR 95% de -9.39% et une VaR 99% de -22.87% (NAREIT). Cette différence est due à notre méthode d'actualisation. Cette problématique sera détaillée dans une prochaine section.

Figure 25 : Value-at-Risk de l'APV par rapport au prix DCF



(Auteur)

4.3.3.2 VaR par rapport à la valeur requise

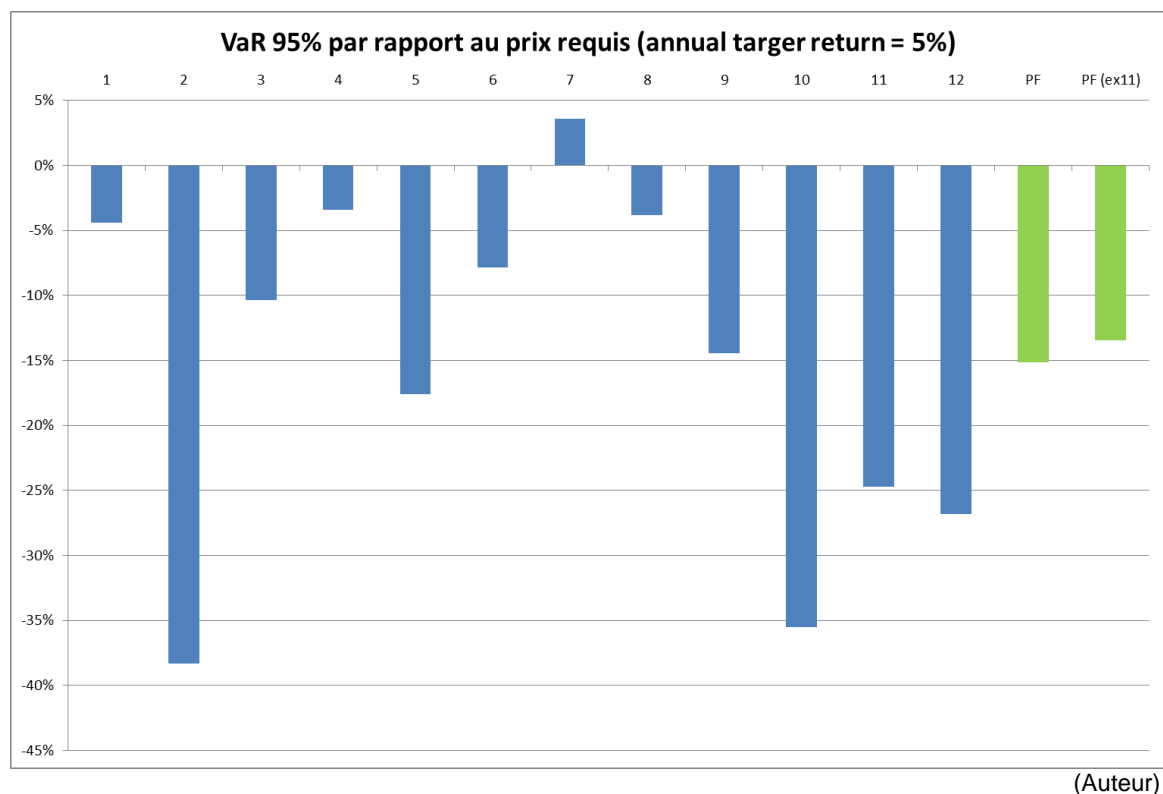
La seconde approche proposée est celle du calcul de la VaR dans une optique plus proche de la gestion actif-passif (« asset liability management »). Nous jugeons cette approche pertinente pour les investisseurs institutionnels. Ainsi, nous exprimons la VaR en fonction du prix requis de l'actif. Par prix requis de l'actif, nous entendons le prix minimum que l'actif devrait avoir pour assurer un certain rendement annuel à l'investisseur, en tenant compte des CFs nets (NCFs) reçus jusqu'à présent. Ce prix se déduit facilement, à partir du rendement annuel cible de l'investisseur et des NCFs encaissés.

Prenons l'exemple d'un l'investisseur qui achète un actif pour CHF 100 et qui reçoit des NCFs de CHF 3 et de CHF 2 respectivement en première et deuxième année. Si son objectif de rendement est de 5% par année, nous pouvons déduire qu'il doit générer un rendement composé de 10.25%. Comme l'actif génère CHF 5 de NCFs, l'actif doit s'apprécier de 5.25% pour réaliser le rendement requis. Cette méthodologie suppose que, si le rendement des NCFs est supérieur au rendement requis, le prix requis de l'actif sera inférieur au prix d'achat.

Dans le cadre de ce travail, nous avons considéré que le rendement requis par l'investisseur était de 5%. De plus, ne disposant pas de l'ensemble des CFs nets

encaissés depuis l'acquisition, nous sommes partis de l'hypothèse que les actifs avaient généré le même rendement des CFs que l'indice du IAZI (SWX IAZI Investment Real Estate Performance Index). Cette hypothèse est relativement forte. Cependant, il s'agit avant tout d'illustrer la méthodologie. Ainsi, nous calculons une VaR 95% moyenne de -15%. La VaR maximum étant de -38% (immeuble 2) et la VaR minimum de +4% (immeuble 7). La VaR du portefeuille est de -15%. Cela signifie que dans les 5% des cas les plus défavorables, le portefeuille aura une valeur d'au minimum 15% en dessous de sa valeur requise pour assurer un rendement de 5%.

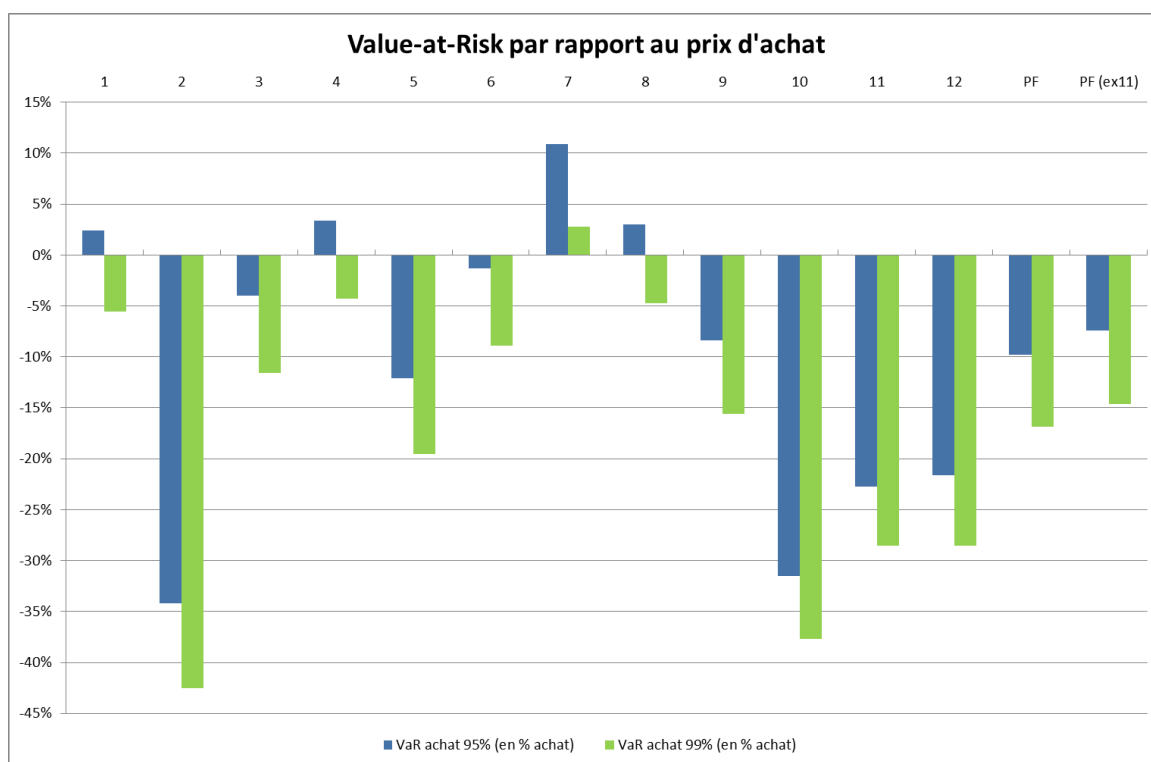
Figure 26 : Value-at-Risk de l'APV par rapport au prix requis



4.3.3.3 VaR par rapport au prix d'achat

Cette mesure est extrêmement intuitive. Il s'agit simplement d'exprimer la VaR en fonction du prix d'achat. Dans ce cas, nous avons une VaR 95% moyenne de -10%. La VaR 95% maximum étant de -34% (immeuble 2) et la VaR minimum de 11% (immeuble 7).

Figure 27 : Value-at-Risk de l'APV par rapport au prix d'achat



(Auteur)

4.3.4 L'effet de diversification

Nous avons ensuite cherché à quantifier le gain de diversification offert par le portefeuille. Tout d'abord, nous pouvons constater qu'aucune des mesures de risque présentées ci-dessous n'est substantiellement inférieure pour le portefeuille, par rapport à la moyenne des actifs individuels. Ceci témoigne évidemment d'un faible effet de diversification. Par exemple, la VaR DCF moyenne pour l'ensemble des actifs est de -44%. Alors qu'elle est de -43% pour le portefeuille. Formellement, nous avons établi une matrice des corrélations pour l'ensemble des valeurs APV (voir en annexe). Nous remarquons que l'ensemble des coefficients de corrélation sont très proches de un. Le coefficient de corrélation minimum étant de 0.978. Il est important de relever que ces résultats sont en adéquation avec les coefficients de corrélation empiriques de l'indice des prix de la BNS. En effet, la corrélation moyenne pour l'immobilier résidentiel était de 0.9889. De plus, nous pouvons relever que le portefeuille compte uniquement douze actifs, ce qui est relativement restreint.

Pour avoir une idée plus précise de la capacité de notre modèle à quantifier l'effet de diversification, il serait judicieux de le tester sur un portefeuille plus grand. Quoiqu'il en soit, nous restons convaincus qu'il est possible d'améliorer la modélisation des actifs, afin de mieux tenir compte de la spécificité de chaque immeuble. Il s'agit d'un point de développement important pour notre modèle.

4.3.5 Gestion du risque de cash-flow

Dans le cadre de la gestion du risque de cash-flow, nous souhaitons simplement rappeler que ces simulations nous permettent d'obtenir l'ensemble des CFs nets pour chaque actif et au niveau du portefeuille. Ces données sont cruciales dans le cadre d'une gestion actif-passif et devraient permettre d'améliorer la gestion du risque de cash-flow. Par exemple, cela permet de quantifier le risque de récolter moins d'un certain CF net en année t . Nous ne rentrons pas dans le détail de l'analyse des CFs. Cependant, il est intéressant de relever que le risque de CF, notamment mesuré par leurs écart-types, augmente avec les années.

4.4 Stabilité des simulations

Comme mentionné précédemment, la méthodologie de construction du taux d'actualisation a un impact important sur la distribution des valeurs. Plus précisément, c'est la modélisation de la prime de risque systématique (p_1) qui influence la distribution. En effet, il s'agit de la seule composante stochastique du taux d'actualisation. La prime de risque idiosyncratique et les taux hypothécaires sont fixes pour chaque échéance. Nous avons donc souhaité comprendre l'impact d'un changement de méthodologie sur les résultats. Pour ce faire, nous avons effectué d'autres simulations de Monte Carlo en modifiant p_1 . Dans le premier cas, nous avons contraint p_1 entre son minimum et son maximum empirique, soit entre -11.13% et 11.96%. Cependant, p_1 reste distribué selon une loi normale définie selon les paramètres empiriques. Nous appellerons ceci le cas « empirique ». Rappelons que nous avons, pour des raisons théoriques, contraint p_1 entre 0% et 11.96% dans le cas de base. Par la suite, nous avons effectué une simulation où p_1 est fixe à 1.22%, soit sa moyenne empirique. Rappelons que l'hypothèse d'une prime de risque systématique fixe conduit à ignorer le facteur de risque majeur de la valeur d'un bien immobilier (Geltner & al. 1995 ; Clayton 1996). Une fois ces simulations réalisées, nous obtenons les distributions des valeurs suivantes pour le portefeuille (ex11). Il est intéressant de relever que la valeur DCF se situe à nouveau entre la valeur APV moyenne et le mode de la distribution.

Nous remarquons que les distributions sont extrêmement influencées par la méthodologie de construction du taux d'actualisation. Bien évidemment, cela signifie que la valeur APV calculée est aussi fortement impactée. L'impact est principalement visible si nous considérons les valeurs APV maximums. En effet, la distribution du cas empirique présente une forte asymétrie positive. Cela engendre un maximum largement au-dessus des autres valeurs. Ceci est dû au fait que p_1 puisse devenir négatif. En

effet, cela suppose que nous puissions obtenir des CFs actualisés supérieurs aux CFs non actualisés. Comme mentionné précédemment, cette hypothèse semble aberrante.

Figure 28 : Distribution des valeurs APV – Cas du p1 empirique

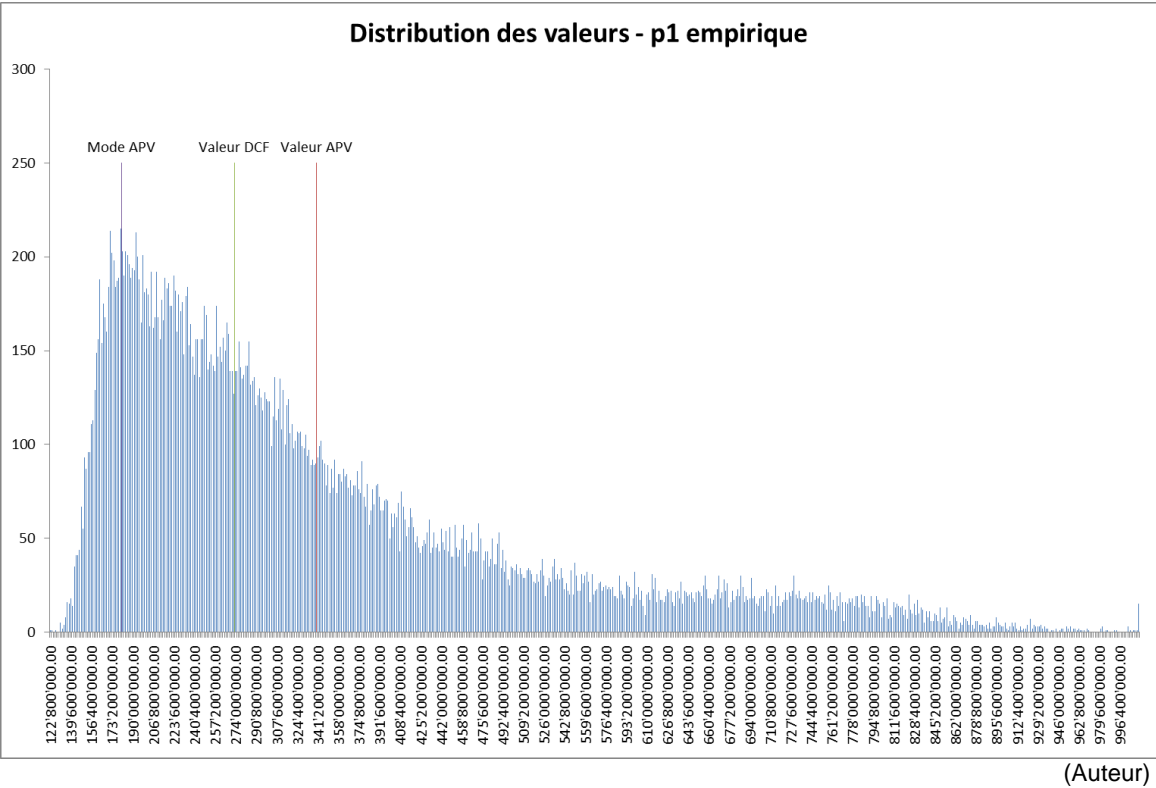


Figure 29 : Distribution des valeurs APV – Cas du p1 fixe

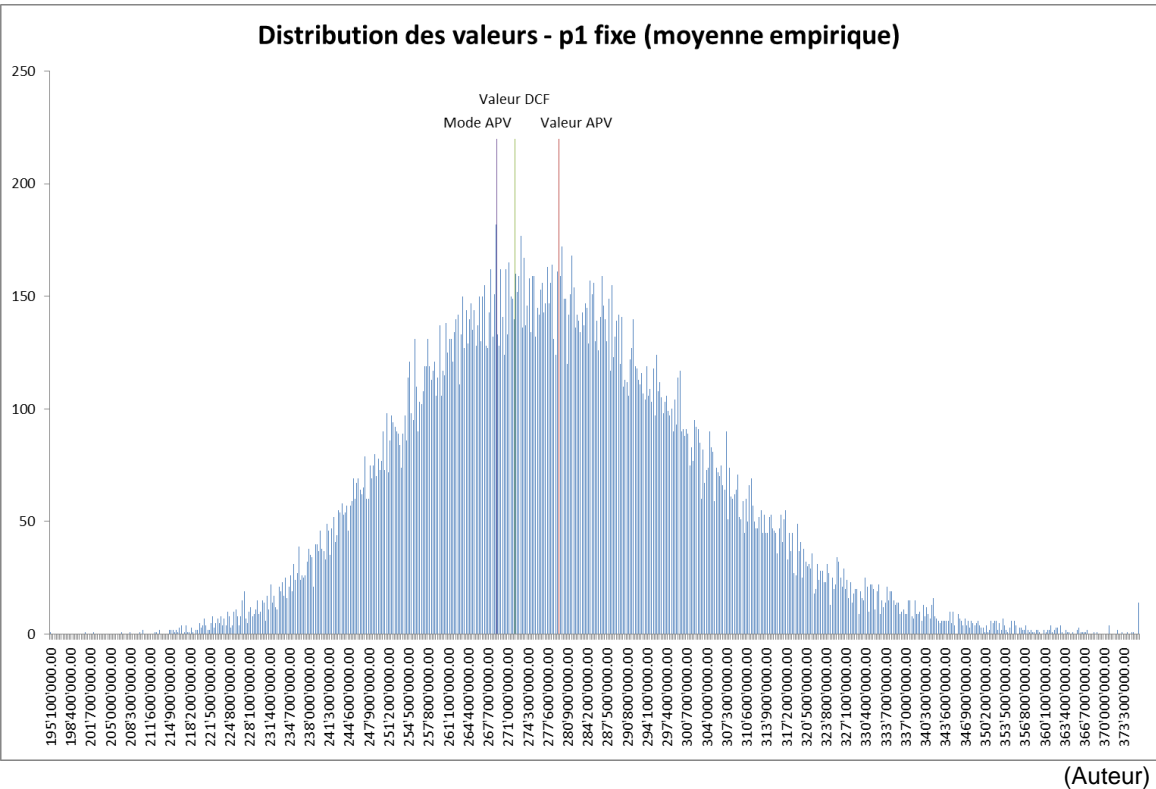
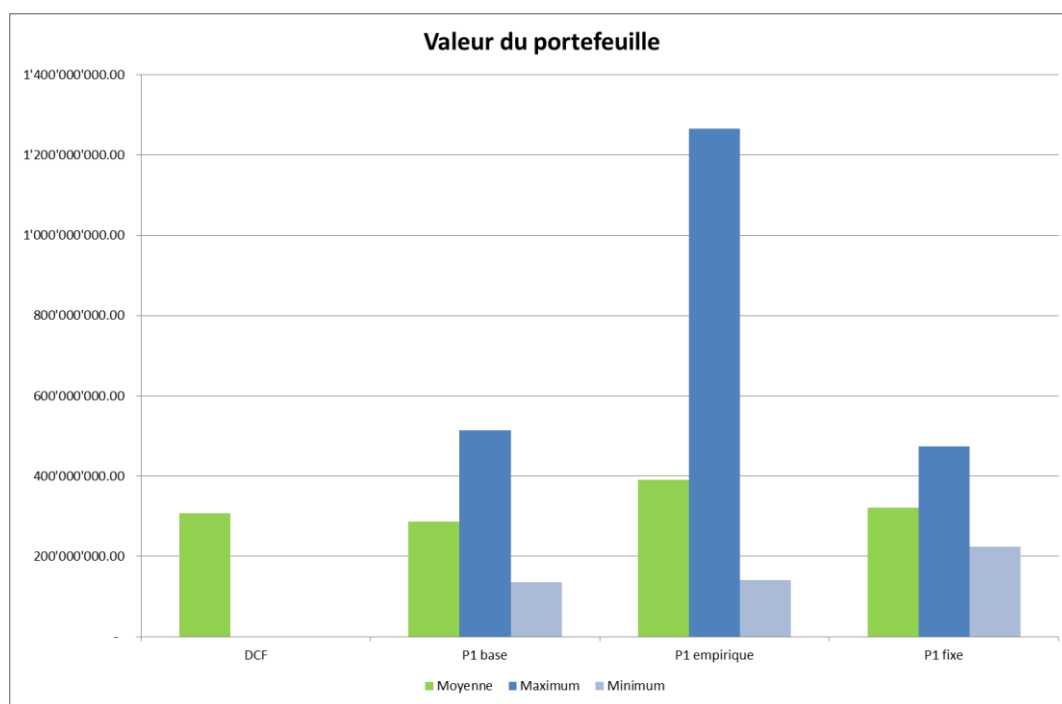


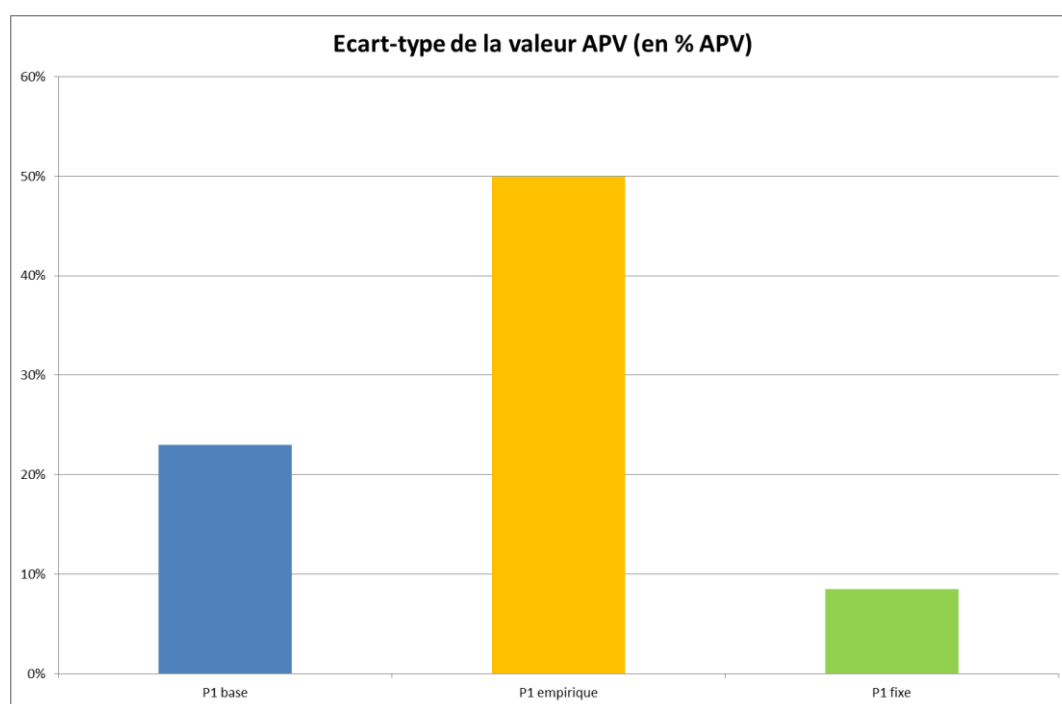
Figure 30 : Comparaison des valeurs APV du portefeuille



(Auteur)

De plus, nous remarquons que, dans le cas avec la prime de risque fixe, nous obtenons une valeur APV moyenne très proche de la valeur DCF. En effet, la différence est uniquement de 4%, alors qu'elle était de -7% dans le cas de base. Cette modification de la distribution des valeurs impacte aussi fortement les écart-types calculés.

Figure 31 : Comparaison des écart-types des valeurs APV du portefeuille

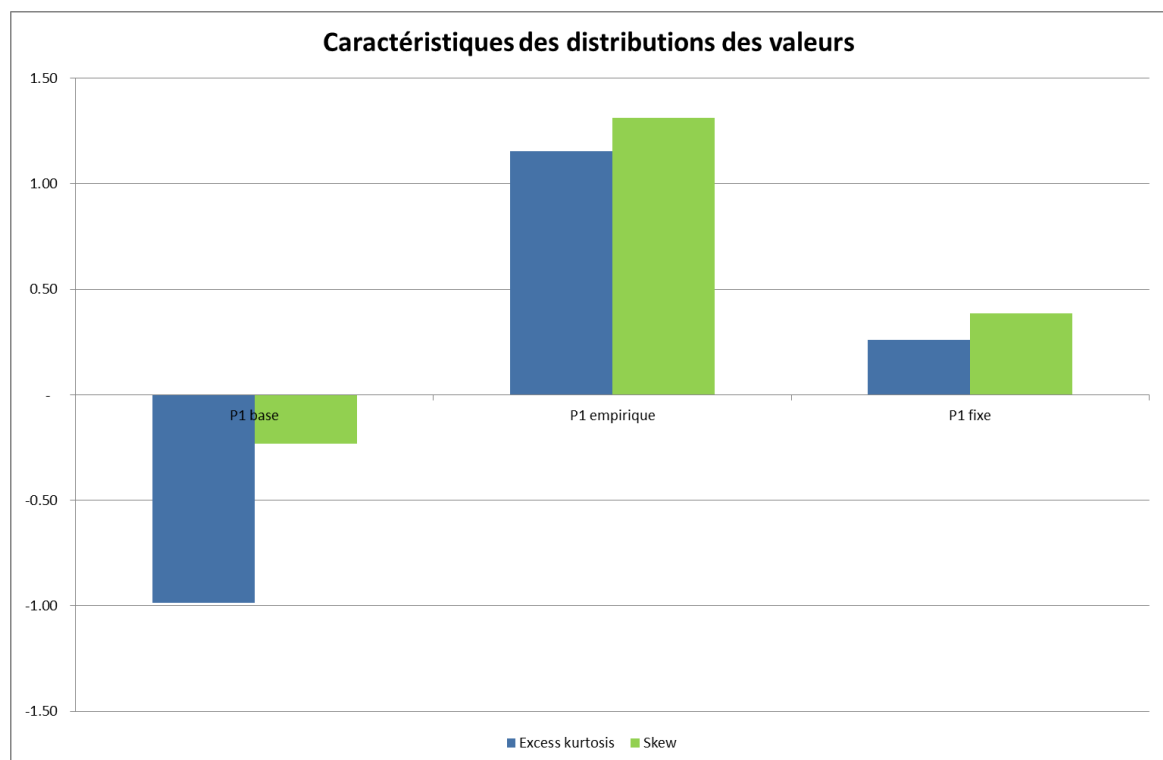


(Auteur)

Nous observons un écart-type de 50% pour le cas empirique et de 9% pour le cas fixe, contre 23% pour celui de base. Il est intéressant de constater que l'écart-type du cas fixe se rapproche de l'écart-type moyenne de 10% observé par Hoesli (Hoesli & al. 2005). Concernant les autres mesures de risque, nous remarquons que les VaRs pour le cas empirique sont artificiellement inférieures aux autres cas. En toute logique, cela découle du fait que les valeurs APV du cas empirique sont supérieures à celles des autres cas. Le MMD, quant à lui, n'est pas impacté par la modification du taux d'actualisation. En effet, rappelons que celui-ci est calculé à partir de la trajectoire des prix futurs de l'immeuble et que ceux-ci ne sont pas actualisés.

Les derniers éléments que nous pouvons analyser sont les coefficients d'asymétrie et les kurtosis de ces distributions. Nous constatons que le cas empirique conduit à une distribution leptokurtic et positivement asymétrique. Ce qui est encore plus intéressant, c'est de constater que la distribution du cas avec le risque premium fixe est presque normale. En effet, nous avons un excess kurtosis et un coefficient d'asymétrie proches de zéro.

Figure 32 : Coefficients d'asymétrie et Excess kurtosis du portefeuille

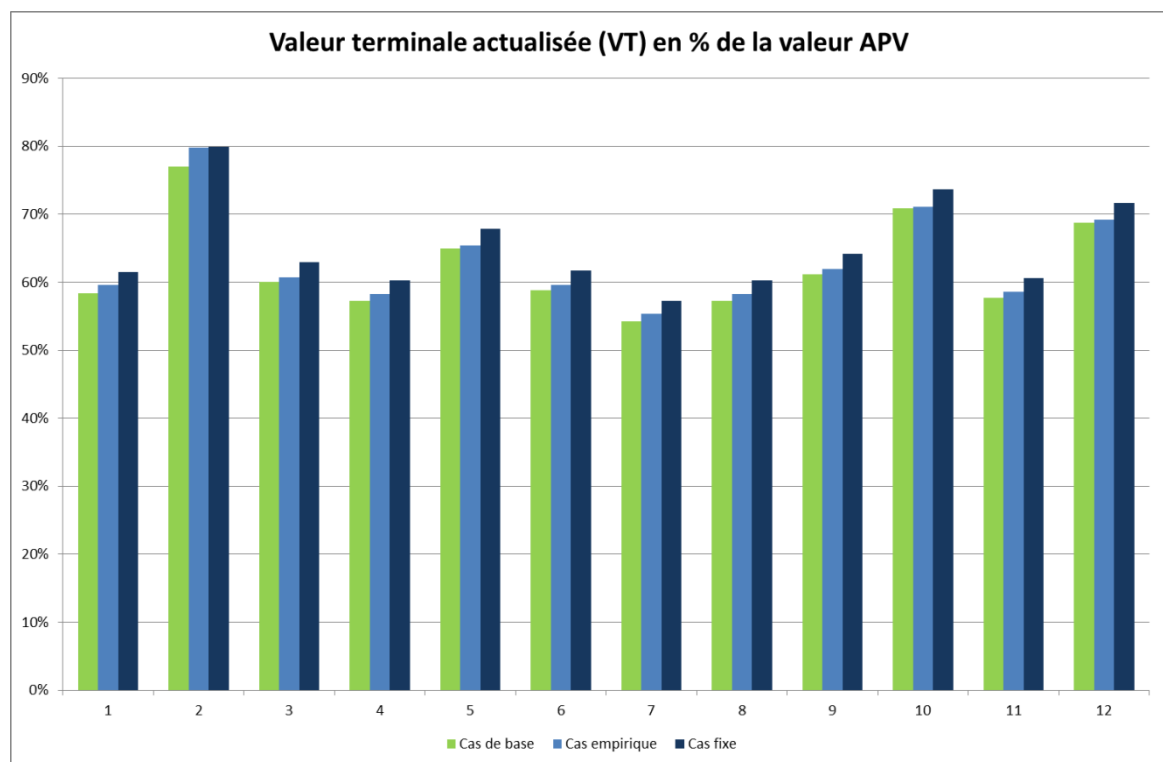


(Auteur)

Ainsi, nous remarquons que le cas de p1 fixe est une alternative intéressante à celle que nous avons utilisée. Cependant, une prime de risque déterministe signifie que nous ne pouvons plus modéliser la dépendance entre cette variable et le taux d'intérêt hypothécaire. De plus, la valeur d'un immeuble semble plus influencée par le

changement du rendement requis, que par un changement des CFs futures espérés (Geltner & al. 1995 ; Clayton 1996). Dans cette optique, l'emploi d'une prime de risque systématique fixe conduit à ignorer le facteur de risque principal de l'immobilier et, donc, à sous-estimer le risque. Subsidiairement, la présente analyse confirme que l'emploi de la prime de risque non-contrainte à zéro est difficilement justifiable sur un plan théorique et pratique. Si nous considérons le poids de la valeur terminale, nous remarquons que les cas empirique et fixe font augmenter le poids de la valeur terminale dans l'APV. Ce problème est particulièrement saillant dans le cas de la prime de risque fixe.

Figure 33 : Poids des valeurs terminales actualisées (en % valeur APV)



(Auteur)

Pour conclure cette section, nous pensons que la méthodologie de construction du taux d'actualisation pourrait être encore améliorée dans de futurs travaux. Notamment, il serait judicieux d'y intégrer les effets de l'inflation. Ceci permettrait d'établir un lien entre l'évolution des loyers, des charges et du taux d'actualisation (Chaney & al. 2010).

5. Conclusion

Premièrement, nous souhaitons rappeler que ces simulations n'ont pas pour objectif de remplacer les DCFs déterministes. En effet, l'approche proposée permet d'obtenir des informations complémentaires. Nous restons convaincus que ces deux outils doivent être employés de concert et que les résultats obtenus avec une approche doivent être comparés avec ceux de l'autre approche (Bender & al. 2006). De plus, il est nécessaire de garder à l'esprit que notre modélisation stochastique engendre de nombreuses simplifications. Ainsi, les résultats ne seront valides que dans la limite des hypothèses sous-jacentes. Dans cette optique, nous avons veillé à présenter au lecteur l'ensemble de ces hypothèses.

Après analyse de nos résultats, nous pouvons dresser une liste des points qui, selon nous, pourrait être améliorés dans ce modèle. Premièrement, nous avons remarqué que la modélisation du taux d'actualisation impacte fortement les mesures de risque. Ainsi, nous pensons qu'il serait judicieux de raffiner ce modèle, notamment la détermination de la prime de risque systématique. En effet, comme mentionné à plusieurs reprises, les changements de rendements requis sont un facteur primordial pour expliquer les fluctuations de valeurs des biens immobiliers. Ainsi, il serait intéressant de relier cette prime à l'évolution des autres classes d'actifs, comme le marché action. De plus, il serait intéressant de modéliser explicitement l'inflation dans le modèle de taux d'actualisation. Cela permettrait de lier les fluctuations de taux et des cash-flows. Ainsi, nous pourrions procéder au calcul de la duration du portefeuille.

Ensuite, nous pensons qu'il serait raisonnable d'allonger l'horizon temps des simulations, afin de diminuer le poids de la valeur terminale. En effet, rappelons que la valeur terminale actualisée représentait en moyenne 62% de la valeur APV. Allonger l'horizon temps permettra mécaniquement de faire baisser ce poids. Cependant, ce changement n'est pas anodin. Cela suppose que nous devons prévoir les cash-flows pour une plus longue période. Ceci peut s'avérer problématique, notamment pour les frais de rénovation.

Pour finir, nous jugeons qu'il serait intéressant de déterminer empiriquement l'impact des travaux de rénovation sur le revenu locatif. En effet, dans le cadre de ce travail, nous nous sommes contentés d'estimer cet impact.

En conclusion, nous nous sommes efforcés, tout au long de ce travail, de trouver un équilibre entre la simplification de mécanismes complexes et la préservation des détails importants. Nous avons aussi souhaité éviter de tomber dans les travers du travail

académique pur, qui ne présente aucune utilité pour le praticien. Pour ce faire, nous avons choisi d'utiliser un logiciel informatique connu du plus grand nombre. De plus, nous avons attaché une importance particulière au fait d'employer des données facilement accessibles et gratuites, tout en utilisant des concepts financiers relativement abordables. Dans cette optique, nous pensons être arrivés à un compromis intéressant entre précision des projections et sophistication du modèle.

Bibliographie

AMÉDÉE-MANESME, Charles-Olivier, BARONI, Michel, BARTHÉLÉMY, Fabrice et DUPUY, Etienne, 2011. Combining Monte Carlo simulations and options to manage the risk of real estate portfolios. *Research Center ESSEC Working Paper 1115* [en ligne]. [Consulté le 25 avril 2015]. Disponible à l'adresse :

<https://hal-essec.archives-ouvertes.fr/hal-00671067/document>

AMÉDÉE-MANESME, Charles-Olivier, BARONI, Michel, BARTHÉLÉMY, Fabrice et MOKRANE, Mahdi, 2014. The impact of lease structures on the optimal holding period for a commercial real estate portfolio. *Research Center ESSEC Working Paper 1413* [en ligne]. 30 septembre 2014. [Consulté le 25 avril 2015]. Disponible à l'adresse :

<https://tel.archives-ouvertes.fr/hal-01070033/document>

AZIZ, Nabil, BENDER, André et HOESLI, Martin, 2005. Evaluation immobilière par les DCF. Planification des cash-flows et de la valeur terminale. *L'expert-comptable suisse* [en ligne]. Mai 2005. Pp. 345-355. [Consulté le 25 avril 2015]. Disponible à l'adresse :

http://iframe.treuhaender.ch/GetAttachment.axd?attaName=1298a05_0345.pdf

BANQUE NATIONALE SUISSE, 2015. *Banque nationale Suisse* [en ligne]. [Consulté le 5 mai 2015]. Disponible à l'adresse: <http://www.snb.ch/fr/>

BARONI, Michel, BARTHÉLÉMY, Fabrice et MOKRANE, Mahdi, 2006. Monte carlo simulations versus DCF in real estate portfolio valuation. *ESSEC Centre de Recherche* [en ligne]. Février 2006. [Consulté le 25 avril 2015]. Disponible à l'adresse :

<http://www.essec.fr/faculty/showDeclFileRes.do?declId=4629&key=workpaper>

BARONI, Michel, BARTHÉLÉMY, Fabrice et MOKRANE, Mahdi, 2007. Optimal holding period for a real estate portfolio. *ESSEC Centre de Recherche* [en ligne]. Avril 2007. [Consulté le 25 avril 2015]. Disponible à l'adresse :

<http://www.essec.fr/faculty/showDeclFileRes.do?declId=7000&key=workpaper>

BENDER, André, HOESLI, Martin et JANI, Elion. 2006. Apport des simulations Monte Carlo à l'évaluation immobilière – Quantification du risque associé aux paramètres de l'évaluation. *Université de Genève. Faculté des sciences économiques et sociales*. Avril 2006. [Consulté le 25 avril 2015]. Disponible à l'adresse : <http://archive-ouverte.unige.ch/unige:5746>

BREIDENBACH, Manuel, MUELLER, Glenn R. et SCHULTE, Karl-Werner, 2006. Determining real estate betas for markets and property types to set better investment hurdle rates. *Journal of Real Estate Portfolio Management* [en ligne]. Vol. 12, n° 1, pp. 73-80. [Consulté le 25 avril 2015]. Disponible à l'adresse : www.researchgate.net/profile/Glenn_Mueller/publication/29864025_Determining_Real_Estate_Betas_for_Markets_and_Property_Types_to_Set_Better_Investment_Hurdle_Rates

BYWATER, Nick, 2011. Reflecting uncertainty in valuations for investment purposes. A brief guide for users of valuations. *RICS.org/valuation* [en ligne]. Juin 2011. [Consulté le 26 avril 2015]. Disponible à l'adresse : <https://bernatbosch.files.wordpress.com/2012/01/reflecting-uncertainty-in-valuations-for-investment-purposes-a-brief-guide-for-users-of-valuations.pdf>

CAIA ASSOCIATION, ANSON, Mark J.P., CHAMBERS, Donald R., BLACK, Keith H. et KAZEMI, Hossein, 2012. Real estate equity investments. In : *CAIA level I. An introduction to core topics in alternative investments*. 2^e éd. New Jersey : John Wiley & Sons, pp. 261-292. CAIA knowledge series. ISBN 978-1-118-25096-9

CHANDRASHEKARAN, Vinod et YOUNG, Michael S., 2000. The predictability of real estate capitalization rates. *Annual Meeting of the American Real Estate Society Santa Barbara* [en ligne]. [Consulté le 25 avril 2015]. Disponible à l'adresse : http://recounsel.net/The_Predictability_of_Capitalization_Rates.pdf

CHANEY, Alain et HOESLI Martin, 2010. The interest rate sensitivity of real estate. *Swiss Finance Institute Research Paper* [en ligne]. 25 février 2010. N°10-13, pp.1-42. [Consulté le 25 avril 2015]. Disponible à l'adresse : http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1574103

CLAYTON, Jim, 1996. Market fundamentals, risk and the Canadian property cycle: implications for property valuation and investment decisions. *The Journal of Real Estate Research* [en ligne]. Vol. 12, n° 3, pp. 347-367. [Consulté le 26 avril 2015]. Disponible à l'adresse : http://thealphareview.com/portal/pluginfile.php/138/mod_resource/content/1/Real%20Estate%20Cycles%20-%20Fundamentals.pdf

Copulas. *Financial Wisdom Forum* [en ligne]. 2015. [Consulté le 5 mai 2015]. Disponible à l'adresse : <http://www.financialwisdomforum.org/gummy-stuff/copulas.htm>

COX, John C., INGERSOLL JR, Jonathan E., et ROSS, Stephen A., 1985. A theory of the term structure of interest rates. *Econometrica. Journal of the Econometric Society* [en ligne]. Mars 1985. Vol. 53, n°2, pp. 385-407. [Consulté le 25 avril 2015]. Disponible à l'adresse : <http://efinance.org.cn/cn/FEshuo/A%20Theory%20of%20the%20Term%20Structure%20of%20Interest%20Rates1985.pdf>

DEFUSCO, Richard A., MCLEAVEY, Dennis W., PINTO, Jerald E., et RUNKLE, David E., 2007. Common probability distributions. In : *Quantitative Investment Analysis*. 2^e éd. New Jersey : John Wiley & Sons, pp.171-213. The CFA Institute investment series. ISBN-13 978-0-470-05220-4

ERNST & YOUNG'S INTERNATIONAL FINANCIAL REPORTING STANDARDS GROUP, 2011. IFRS 13 FVM 21st century real estate values. *Ernst & Young* [en ligne]. [Consulté le 26 avril 2015]. Disponible à l'adresse : [http://www.ey.com/Publication/vwLUAssets/IFRS_13_FVM_21st_century_real_estate_values_0511/\\$FILE/IFRS%2013%20FVM%2021st%20century%20real%20estate%20values%200511.pdf](http://www.ey.com/Publication/vwLUAssets/IFRS_13_FVM_21st_century_real_estate_values_0511/$FILE/IFRS%2013%20FVM%2021st%20century%20real%20estate%20values%200511.pdf)

GELTNER, David et MEI, Jianping, 1995. The present value model with time-varying discount rates: Implications for commercial property valuation and investment decisions. *Journal of Real Estate Finance and Economics* [en ligne]. Vol. 11, n° 2, pp. 119-135. [Consulté le 26 avril 2015]. Disponible à l'adresse : <http://people.stern.nyu.edu/jmei/super/paper/present.pdf>

HAUGH, Martin, 2004. The Monte Carlo Framework, Examples from Finance and Generating Correlated Random Variables. *Columbia University in the City of New York* [en ligne]. Automne 2004. [Consulté le 26 avril 2015]. Disponible à l'adresse : http://www.columbia.edu/~mh2078/MCS04/MCS_framework_FEegs.pdf

Historique des taux hypothécaires comparaison Suisse, [sans date]. MoneyPark-Conseil Financier-Placements et Hypothèques [en ligne]. [Consulté le 5 mai 2015]. Disponible à l'adresse: <https://moneypark.ch/fr/hypothèque/taux/>

HOESLI, Martin, JANI, Elion et BENDER, André, 2005. Monte carlo simulations for real estate valuation. *Journal of Property Investment & Finance*. 2006. Vol.24, n°2, pp.102-122. [Consulté le 25 avril 2015]. Disponible à l'adresse : <http://www.sfi.ch/de/rp148.pdf>

HULL, John, 2011. *Options, futures et autres actifs dérivés*. 8^e éd. New Jersey : Pearson. ISBN 978-2-7440-7533-9

HULL, John, [sans date]. Options, futures, and other derivatives. *John Hull's Web Site* [en ligne]. [Consulté le 5 mai 2015]. Disponible à l'adresse: <http://www-2.rotman.utoronto.ca/~hull/VasicekCIR/index.html>

IAZI AG et CIFI SA, [sans date]. Produits Indices immobiliers. *IAZI AG – CIFI SA* [en ligne]. [Consulté le 5 mai 2015]. Disponible à l'adresse: <http://iazicifi.ch/fr/produitsindices.php>

MARKOWITZ, Harry, 1952. Portfolio selection. *The Journal of Finance* [en ligne]. Vol. 7, n°1, pp. 77-91. [Consulté le 26 avril 2015]. Disponible à l'adresse : https://www.math.ust.hk/~maykwok/courses/ma362/07F/markowitz_JF.pdf

MOUCHAKKA, Paul, 2012. Views from the observatory real estate portfolio risk management and monitoring. *Morgan Stanley Investment Management* [en ligne]. [Consulté le 26 avril 2015]. Disponible à l'adresse : <https://www.morganstanley.com/assets/pdfs/articles/ViewfromObservatory.pdf>

National Association of Real Estate Investment Trusts, [sans date]. FTSE NAREIT U.S. Real Estate Index Historical Values & Returns. *REIT.com* [en ligne]. [Consulté le 14 mai 2015]. Disponible à l'adresse: <https://www.reit.com/data-research/reit-indexes/ftse-nareit-us-real-estate-index-historical-values-returns>

OFFICE FÉDÉRAL DE LA STATISTIQUE, 2015. *Statistique Suisse* [en ligne]. [Consulté le 5 mai 2015]. Disponible à l'adresse: <http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/fr/index.html>

SIVITANIDES, Petros S., TORTO, Raymond G., et WHEATON, William C., 2003. Real estate market fundamentals and asset pricing. *The Journal of Portfolio Management* [en ligne]. Vol. 29, n° 5, pp. 45-53. [Consulté le 25 avril 2015]. Disponible à l'adresse : <http://economics.mit.edu/files/2390>

SIX SWISS EXCHANGE, 2015. SXI real estate. *SIX Swiss Exchange* [en ligne]. Mis à jour le 5 mai 2015. [Consulté le 5 mai 2015]. Disponible à l'adresse: http://www.six-swiss-exchange.com/indices/data_centre/shares/sxi_real_fr.html

UBS SUISSE, 2015. Marché immobilier et évaluation immobilière. *UBS Suisse* [en ligne]. [Consulté le 5 mai 2015]. Disponible à l'adresse: <http://www.ubs.com/ch/fr/swissbank/clientele-privee/hypotheques/conseil/marche-immobilier.html>

YANG, Zhijun, [sans date]. Geometric Brownian Motion Model in Financial Market. *Statistics at UC Berkeley* [en ligne]. [Consulté le 26 avril 2015]. Disponible à l'adresse : <http://www.stat.berkeley.edu/~aldous/Research/Ugrad/ZY3.pdf>

Annexe 1 : Algorithme VBA de la fonction du Maximum Drawdown

```
Function MaxDrawDown(prices As Variant) As Variant
    Dim data As Variant
    Dim n As Integer
    Dim i As Integer
    Dim j As Integer
    Dim Runmax As Variant
    Dim MDD As Variant
    Dim DD As Variant

    data = prices
    n = UBound(data)
    Runmax = data(1, 1)
    MDD = 0
    DD = 0

    For i = 2 To n
        j = i - 1
        If data(i, 1) > Runmax Then
            Runmax = data(i, 1)
        Else
            DD = (data(i, 1) - Runmax) / Runmax
            If DD < MDD Then
                MDD = DD
            End If
        End If
    Next

    MaxDrawDown = MDD
End Function
```

Annexe 2 : Algorithme VBA pour la génération des simulations

```
Sub MonteCarlo()  
Dim i As Integer  
Dim nbSim As Long  
  
nbSim = InputBox("Combien de simulations voulez-vous effectuer?")  
i = 0  
  
Application.ScreenUpdating = False  
  
Do While i < nbSim  
    Worksheets("Résultats").Activate  
    ActiveSheet.Calculate  
    Application.Calculation = xlManual  
  
    Worksheets("R1").Range("A1:U1").Insert  
    Worksheets("R1").Range("A1:U1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A2:U2").Value  
    Worksheets("R1").Range("A1:S1").Style = "Comma"  
    Worksheets("R1").Range("U1").NumberFormat = "0.00%"  
  
    Worksheets("R2").Range("A1:U1").Insert  
    Worksheets("R2").Range("A1:U1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A3:U3").Value  
    Worksheets("R2").Range("A1:s1").Style = "Comma"  
    Worksheets("R2").Range("u1").NumberFormat = "0.00%"  
  
    Worksheets("R3").Range("A1:u1").Insert  
    Worksheets("R3").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A4:u4").Value  
    Worksheets("R3").Range("A1:s1").Style = "Comma"  
    Worksheets("R3").Range("u1").NumberFormat = "0.00%"  
  
    Worksheets("R4").Range("A1:u1").Insert  
    Worksheets("R4").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A5:u5").Value  
    Worksheets("R4").Range("A1:s1").Style = "Comma"  
    Worksheets("R4").Range("u1").NumberFormat = "0.00%"  
  
    Worksheets("R5").Range("A1:u1").Insert  
    Worksheets("R5").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A6:u6").Value  
    Worksheets("R5").Range("A1:s1").Style = "Comma"  
    Worksheets("R5").Range("u1").NumberFormat = "0.00%"  
  
    Worksheets("R6").Range("A1:u1").Insert  
    Worksheets("R6").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A7:u7").Value  
    Worksheets("R6").Range("A1:s1").Style = "Comma"  
    Worksheets("R6").Range("u1").NumberFormat = "0.00%"  
  
    Worksheets("R7").Range("A1:u1").Insert  
    Worksheets("R7").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A8:u8").Value  
    Worksheets("R7").Range("A1:s1").Style = "Comma"  
    Worksheets("R7").Range("u1").NumberFormat = "0.00%"  
  
    Worksheets("R8").Range("A1:u1").Insert  
    Worksheets("R8").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A9:u9").Value  
    Worksheets("R8").Range("A1:s1").Style = "Comma"  
    Worksheets("R8").Range("u1").NumberFormat = "0.00%"  
  
    Worksheets("R9").Range("A1:u1").Insert  
    Worksheets("R9").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A10:u10").Value  
    Worksheets("R9").Range("A1:s1").Style = "Comma"  
    Worksheets("R9").Range("u1").NumberFormat = "0.00%"  
  
    Worksheets("R10").Range("A1:u1").Insert  
    Worksheets("R10").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A11:u11").Value  
    Worksheets("R10").Range("A1:s1").Style = "Comma"  
    Worksheets("R10").Range("u1").NumberFormat = "0.00%"
```

```

Worksheets("R11").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("R11").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A12:u12").Value
Worksheets("R11").Range("A1:s1").Style = "Comma"
Worksheets("R11").Range("u1").NumberFormat = "0.00%"

Worksheets("R12").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("R12").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A13:u13").Value
Worksheets("R12").Range("A1:s1").Style = "Comma"
Worksheets("R12").Range("u1").NumberFormat = "0.00%"

Worksheets("RPF").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("RPF").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A14:u14").Value
Worksheets("RPF").Range("A1:s1").Style = "Comma"
Worksheets("RPF").Range("u1").NumberFormat = "0.00%"

Worksheets("RPF(ex11)").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("RPF(ex11)").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A15:u15").Value
Worksheets("RPF(ex11)").Range("A1:s1").Style = "Comma"
Worksheets("RPF(ex11)").Range("u1").NumberFormat = "0.00%"

i = i + 1
Application.Calculation = xlAutomatic
Loop

Application.Calculation = xlManual

Worksheets("R1").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("R1").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A1:u1").Value
Worksheets("R1").Range("A1:u1").HorizontalAlignment = xlCenter
Worksheets("R1").Range("A1:u1").Interior.ColorIndex = 15
Worksheets("R1").Range("A1:u1").Font.Bold = True
Worksheets("R1").Columns("A:u").EntireColumn.AutoFit

Worksheets("R2").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("R2").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A1:u1").Value
Worksheets("R2").Range("A1:u1").HorizontalAlignment = xlCenter
Worksheets("R2").Range("A1:u1").Interior.ColorIndex = 15
Worksheets("R2").Range("A1:u1").Font.Bold = True
Worksheets("R2").Columns("A:u").EntireColumn.AutoFit

Worksheets("R3").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("R3").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A1:u1").Value
Worksheets("R3").Range("A1:u1").HorizontalAlignment = xlCenter
Worksheets("R3").Range("A1:u1").Interior.ColorIndex = 15
Worksheets("R3").Range("A1:u1").Font.Bold = True
Worksheets("R3").Columns("A:u").EntireColumn.AutoFit

Worksheets("R4").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("R4").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A1:u1").Value
Worksheets("R4").Range("A1:u1").HorizontalAlignment = xlCenter
Worksheets("R4").Range("A1:u1").Interior.ColorIndex = 15
Worksheets("R4").Range("A1:u1").Font.Bold = True
Worksheets("R4").Columns("A:u").EntireColumn.AutoFit

Worksheets("R5").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("R5").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A1:u1").Value
Worksheets("R5").Range("A1:u1").HorizontalAlignment = xlCenter
Worksheets("R5").Range("A1:u1").Interior.ColorIndex = 15
Worksheets("R5").Range("A1:u1").Font.Bold = True
Worksheets("R5").Columns("A:u").EntireColumn.AutoFit

Worksheets("R6").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("R6").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A1:u1").Value
Worksheets("R6").Range("A1:u1").HorizontalAlignment = xlCenter
Worksheets("R6").Range("A1:u1").Interior.ColorIndex = 15
Worksheets("R6").Range("A1:u1").Font.Bold = True
Worksheets("R6").Columns("A:u").EntireColumn.AutoFit

Worksheets("R7").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("R7").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A1:u1").Value
Worksheets("R7").Range("A1:u1").HorizontalAlignment = xlCenter
Worksheets("R7").Range("A1:u1").Interior.ColorIndex = 15
Worksheets("R7").Range("A1:u1").Font.Bold = True

```

```

Worksheets("R8").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("R8").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A1:u1").Value
Worksheets("R8").Range("A1:u1").HorizontalAlignment = xlCenter
Worksheets("R8").Range("A1:u1").Interior.ColorIndex = 15
Worksheets("R8").Range("A1:u1").Font.Bold = True
Worksheets("R8").Columns("A:u").EntireColumn.AutoFit

Worksheets("R9").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("R9").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A1:u1").Value
Worksheets("R9").Range("A1:u1").HorizontalAlignment = xlCenter
Worksheets("R9").Range("A1:u1").Interior.ColorIndex = 15
Worksheets("R9").Range("A1:u1").Font.Bold = True
Worksheets("R9").Columns("A:u").EntireColumn.AutoFit

Worksheets("R10").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("R10").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A1:u1").Value
Worksheets("R10").Range("A1:u1").HorizontalAlignment = xlCenter
Worksheets("R10").Range("A1:u1").Interior.ColorIndex = 15
Worksheets("R10").Range("A1:u1").Font.Bold = True
Worksheets("R10").Columns("A:u").EntireColumn.AutoFit

Worksheets("R11").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("R11").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A1:u1").Value
Worksheets("R11").Range("A1:u1").HorizontalAlignment = xlCenter
Worksheets("R11").Range("A1:u1").Interior.ColorIndex = 15
Worksheets("R11").Range("A1:u1").Font.Bold = True
Worksheets("R11").Columns("A:u").EntireColumn.AutoFit

Worksheets("R12").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("R12").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A1:u1").Value
Worksheets("R12").Range("A1:u1").HorizontalAlignment = xlCenter
Worksheets("R12").Range("A1:u1").Interior.ColorIndex = 15
Worksheets("R12").Range("A1:u1").Font.Bold = True
Worksheets("R12").Columns("A:u").EntireColumn.AutoFit

Worksheets("RPF").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("RPF").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A1:u1").Value
Worksheets("RPF").Range("A1:u1").HorizontalAlignment = xlCenter
Worksheets("RPF").Range("A1:u1").Interior.ColorIndex = 15
Worksheets("RPF").Range("A1:u1").Font.Bold = True
Worksheets("RPF").Columns("A:u").EntireColumn.AutoFit

Worksheets("RPF(ex11)").Range("A1:u1").Insert
Worksheets("RPF(ex11)").Range("A1:u1").Value = Worksheets("Résultats").Range("A1:u1").Value
Worksheets("RPF(ex11)").Range("A1:u1").HorizontalAlignment = xlCenter
Worksheets("RPF(ex11)").Range("A1:u1").Interior.ColorIndex = 15
Worksheets("RPF(ex11)").Range("A1:u1").Font.Bold = True
Worksheets("RPF(ex11)").Columns("A:u").EntireColumn.AutoFit

Application.ScreenUpdating = True
Application.Calculation = xlAutomatic
End Sub

```

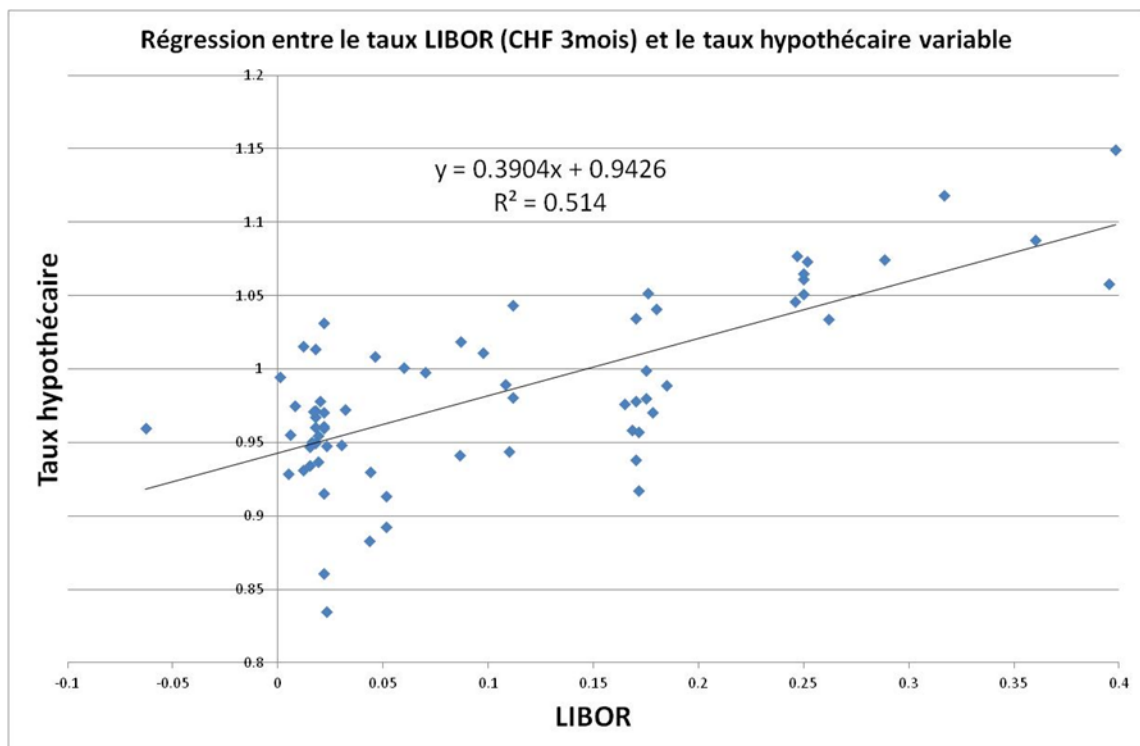
Annexe 3 : Algorithme VBA pour le nettoyage des résultats

```
Sub ClearSim()  
    Dim confirmation As Variant  
    confirmation = MsgBox("Voulez-vous vraiment effacer les résultats de la simulation ?", _  
        vbYesNo, "Clear simulation results")  
    If confirmation <> vbYes Then Exit Sub  
    Worksheets("R1").Cells.Clear  
    Worksheets("R2").Cells.Clear  
    Worksheets("R3").Cells.Clear  
    Worksheets("R4").Cells.Clear  
    Worksheets("R5").Cells.Clear  
    Worksheets("R6").Cells.Clear  
    Worksheets("R7").Cells.Clear  
    Worksheets("R8").Cells.Clear  
    Worksheets("R9").Cells.Clear  
    Worksheets("R10").Cells.Clear  
    Worksheets("R11").Cells.Clear  
    Worksheets("R12").Cells.Clear  
    Worksheets("RPF").Cells.Clear  
    Worksheets("RPF(ex11)").Cells.Clear  
End Sub
```

Annexe 4 : Résultats régression linéaire entre le LIBOR et le taux hypothécaire

Statistiques de la régression	
Coefficient de détermination multiple	0.7169
Coefficient de détermination R^2	0.5140
Coefficient de détermination R^2	0.5066
Erreur-type	0.0415
Observations	68

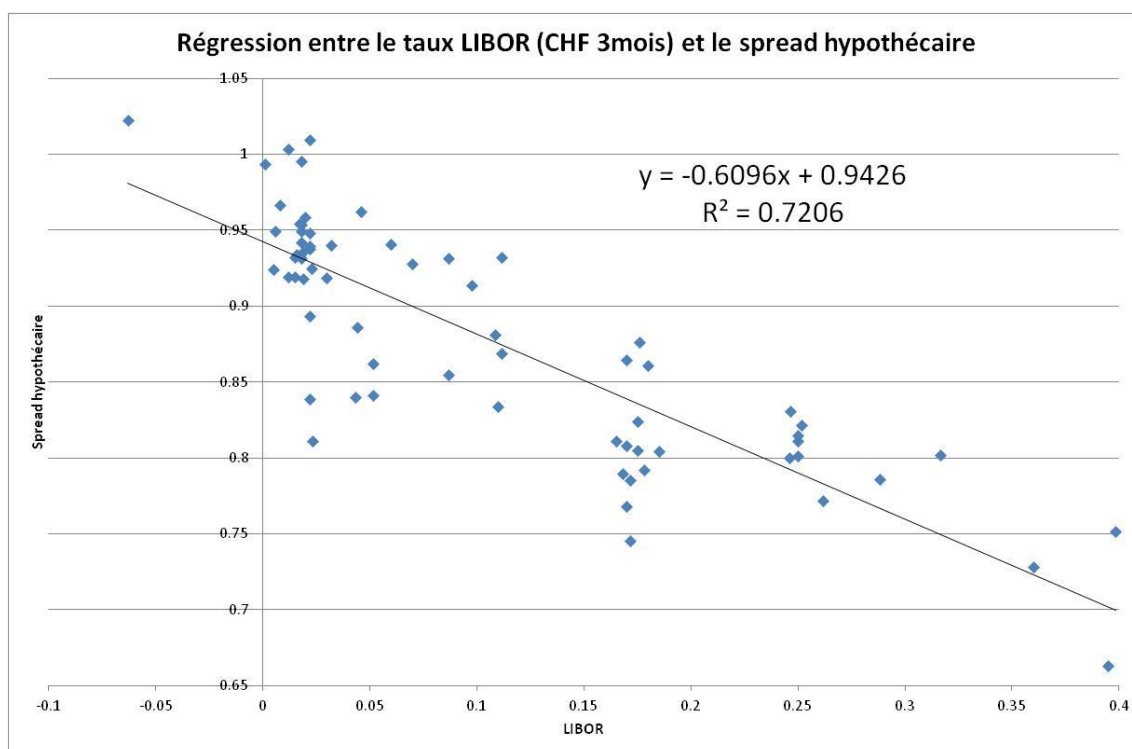
	Coefficients	Erreur-type	Statistique t	Probabilité	Limite inférieure pour seuil de confiance = 95%	Limite supérieure pour seuil de confiance = 95%
Constante	0.9426	0.0071	132.8744	0.0000	0.9284	0.9568
Variable X 1	0.3904	0.0467	8.3541	0.0000	0.2971	0.4837



Annexe 5 : Résultats régression linéaire entre le LIBOR et l'écart de crédit hypothécaire

Statistiques de la régression	
Coefficient de détermination multiple	0.8489
Coefficient de détermination R^2	0.7206
Coefficient de détermination R^2	0.7164
Erreur-type	0.0415
Observations	68

	Coefficients	Erreur-type	Statistique t	Probabilité	Limite inférieure pour seuil de confiance = 95%	Limite supérieure pour seuil de confiance = 95%
Constante	0.9426	0.0071	132.8744	0.0000	0.9284	0.9568
Variable X 1	-0.6096	0.0467	-13.0469	0.0000	-0.7029	-0.5163



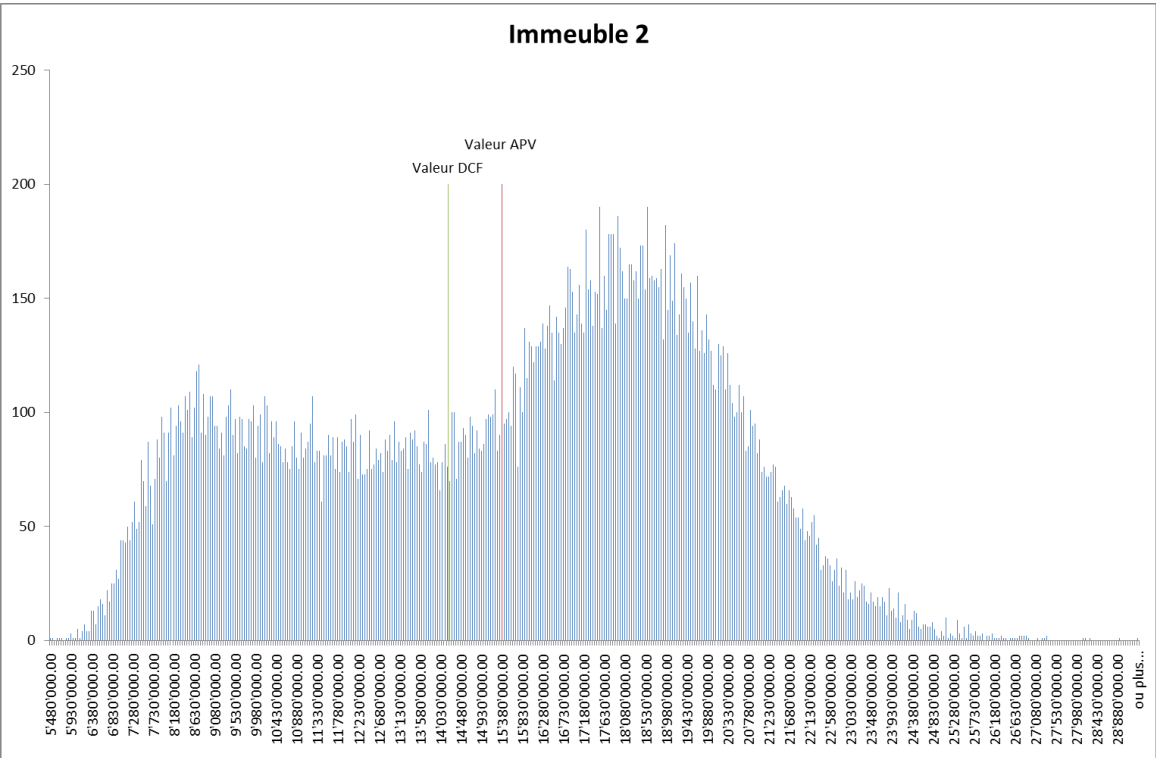
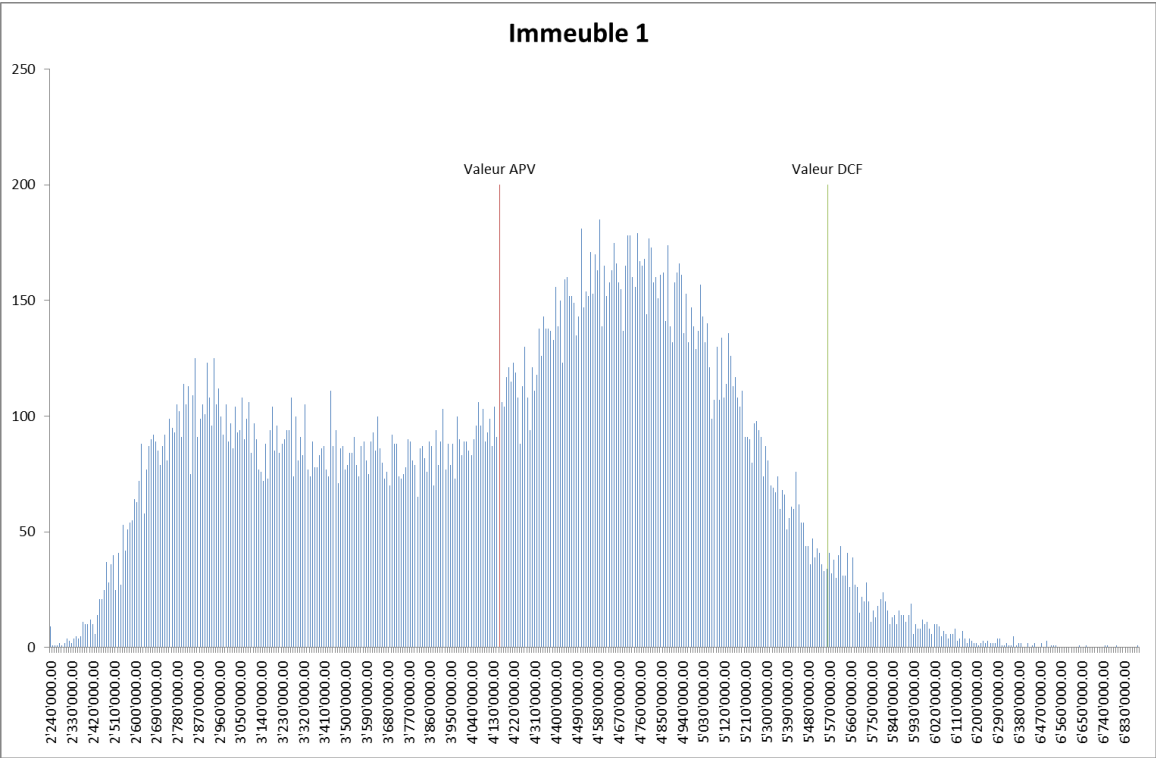
Annexe 6 : Résultats simulations

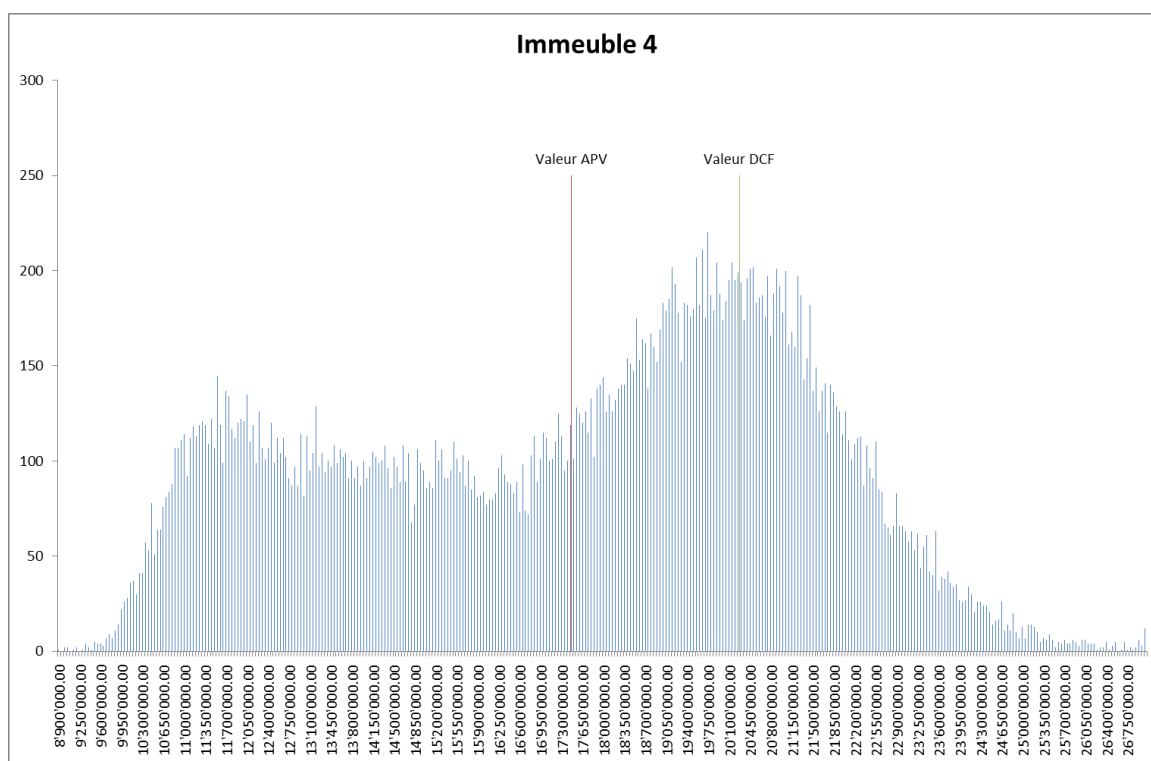
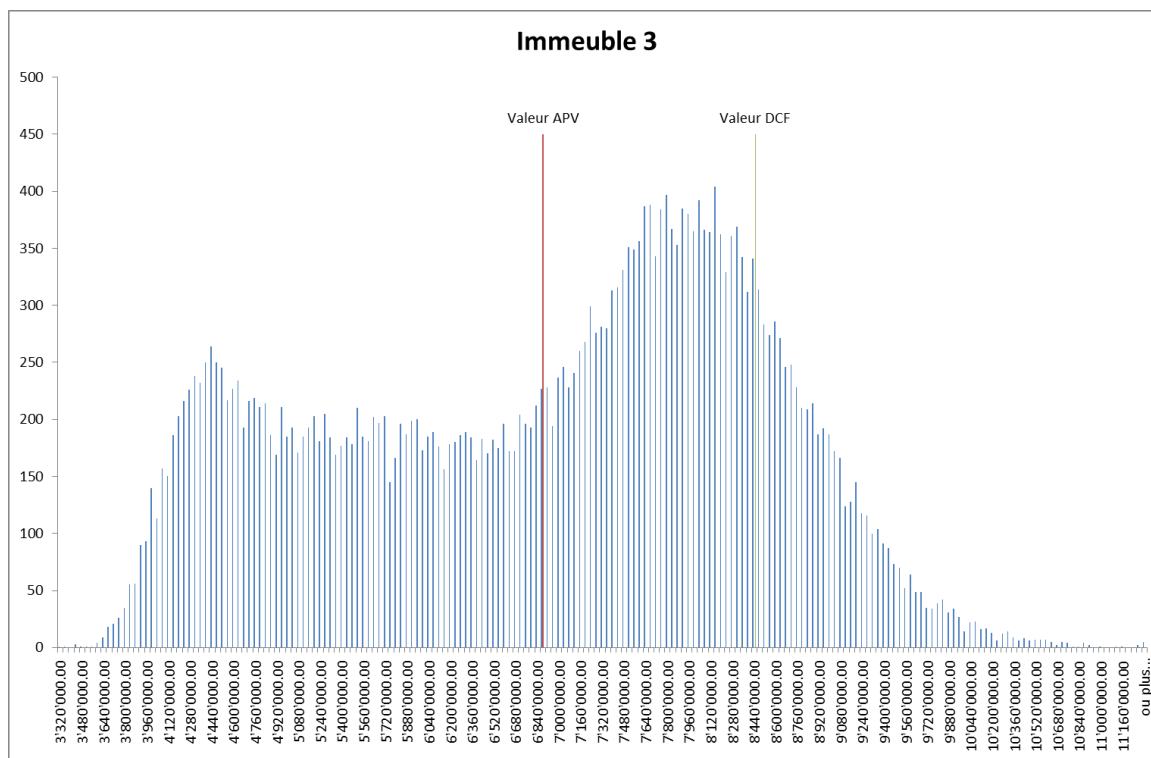
	Immeuble 1	Immeuble 2	Immeuble 3	Immeuble 4	Immeuble 5	Immeuble 6
Valeur achat	2'655'900.00	12'238'300.00	4'444'000.00	10'720'000.00	13'241'500.00	4'322'000.00
Valeur requise	2'844'192.86	13'053'228.68	4'759'062.11	11'480'005.82	14'123'230.15	4'628'412.79
Valeur DCF	5'562'000.00	14'200'000.00	8'452'000.00	20'260'000.00	19'150'000.00	7'897'000.00
APV moyenne	4'168'888.51	15'409'119.33	6'892'376.92	17'478'243.77	19'593'914.41	6'806'010.30
APV maximum	7'325'571.94	31'789'880.38	12'307'987.48	30'691'299.98	36'129'450.22	11'991'774.73
APV minimum	2'114'622.41	5'419'825.29	3'307'924.34	8'623'019.83	8'854'475.85	3'262'883.56
Δ DCF/APV	-1'393'111.49	1'209'119.33	-1'559'623.08	-2'781'756.23	443'914.41	-1'090'989.70
Δ DCF/APV %	-25%	9%	-18%	-14%	2%	-14%
Ecart-type	874'244.75	4'395'711.16	1'572'546.65	3'819'526.07	4'766'419.34	1'519'844.82
Ecart-type %	21%	29%	23%	22%	24%	22%
MDD moyen	-11.56%	-11.56%	-11.56%	-11.56%	-11.56%	-11.56%
MDD max	-42.26%	-40.14%	-42.70%	-42.04%	-40.65%	-39.65%
MDD min	-1.39%	-1.73%	-1.39%	-1.54%	-1.18%	-1.22%
Année vente optimale	2022	2019	2021	2022	2020	2022
Valeur terminale moyenne	4'358'262.52	20'910'600.08	7'292'434.96	17'590'607.13	22'624'247.02	7'092'832.09
Valeur terminale max	7'612'524.54	36'417'262.02	12'647'240.53	30'649'237.44	39'251'871.47	12'280'673.17
Valeur terminale min	2'549'623.62	12'629'888.42	4'273'656.86	10'386'789.54	13'503'169.56	4'211'879.16
P&L s/ achat moyen	1'512'988.51	3'170'819.33	2'448'376.92	6'758'243.77	6'352'414.41	2'484'010.30
P&L s/ achat max	4'669'671.94	19'551'580.38	7'863'987.48	19'971'299.98	22'887'950.22	7'669'774.73
P&L s/ achat min	-541'277.59	-6'818'474.71	-1'136'075.66	-2'096'980.17	-4'387'024.15	-1'059'116.44
P&L s/ DCF moyen	-1'393'111.49	1'209'119.33	-1'559'623.08	-2'781'756.23	443'914.41	-1'090'989.70
P&L s/ DCF max	1'763'571.94	17'589'880.38	3'855'987.48	10'431'299.98	16'979'450.22	4'094'774.73
P&L s/ DCF min	-3'447'377.59	-8'780'174.71	-5'144'075.66	-11'636'980.17	-10'295'524.15	-4'634'116.44
P&L s/ RPR moyen	1'324'695.65	2'355'890.65	2'133'314.81	5'998'237.95	5'470'684.26	2'177'597.51
P&L s/ RPR max	4'481'379.08	18'736'651.69	7'548'925.37	19'211'294.16	22'006'220.07	7'363'361.94
P&L s/ RPR min	-729'570.45	-7'633'403.39	-1'451'137.77	-2'856'985.99	-5'268'754.30	-1'365'529.23
VaR APV 95%	2'719'458.10	8'049'099.69	4'265'097.44	11'084'922.07	11'637'129.45	4'264'837.98
VaR APV 99%	2'508'336.25	7'033'243.92	3'928'541.44	10'257'712.83	10'658'337.76	3'936'333.60
VaR achat 95%	63'558.10	-4'189'200.31	-178'902.56	364'922.07	-1'604'370.55	-57'162.02
VaR achat 99%	-147'563.75	-5'205'056.08	-515'458.56	-462'287.17	-2'583'162.24	-385'666.40
VaR DCF 95%	-2'842'541.90	-6'150'900.31	-4'186'902.56	-9'175'077.93	-7'512'870.55	-3'632'162.02
VaR DCF 99%	-3'053'663.75	-7'166'756.08	-4'523'458.56	-10'002'287.17	-8'491'662.24	-3'960'666.40
VaR RPR 95%	-124'734.76	-5'004'128.99	-493'964.68	-395'083.75	-2'486'100.70	-363'574.81
VaR RPR 99%	-335'856.61	-6'019'984.76	-830'520.67	-1'222'292.99	-3'464'892.40	-692'079.19
Excess kurtosis	-0.93	-0.94	-0.98	-0.98	-0.98	-0.98
Skew	-0.18	-0.21	-0.23	-0.23	-0.22	-0.23

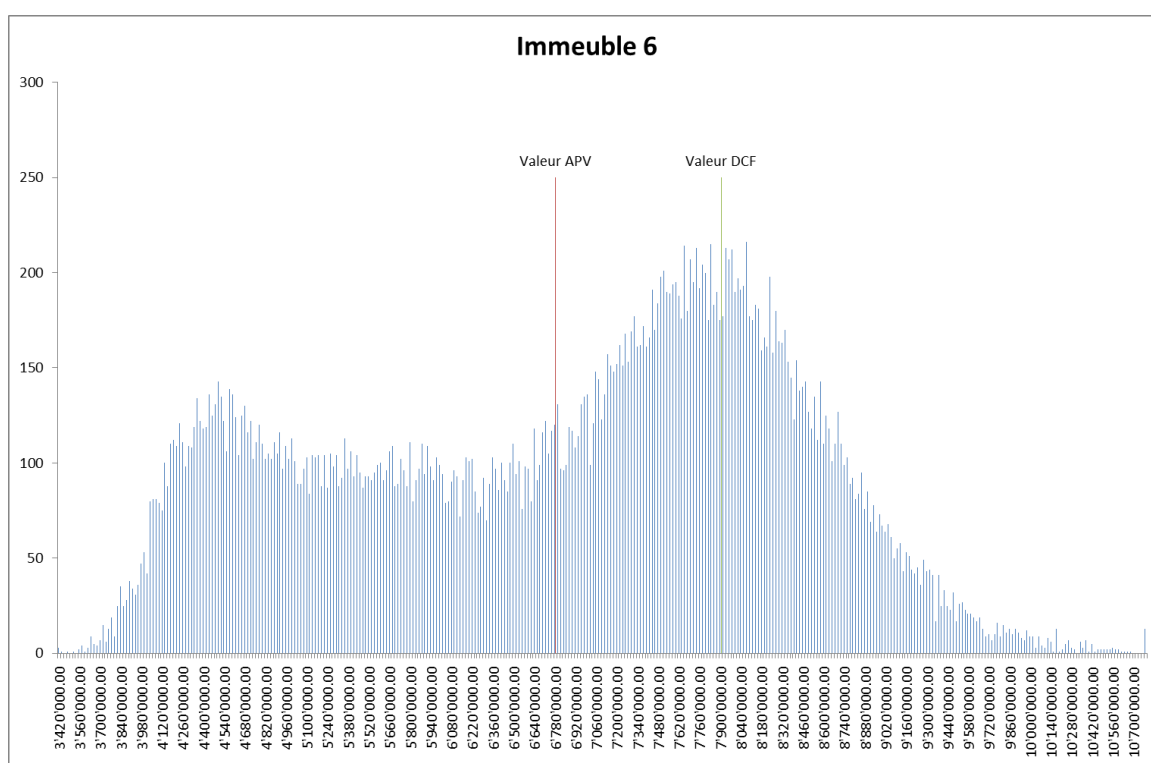
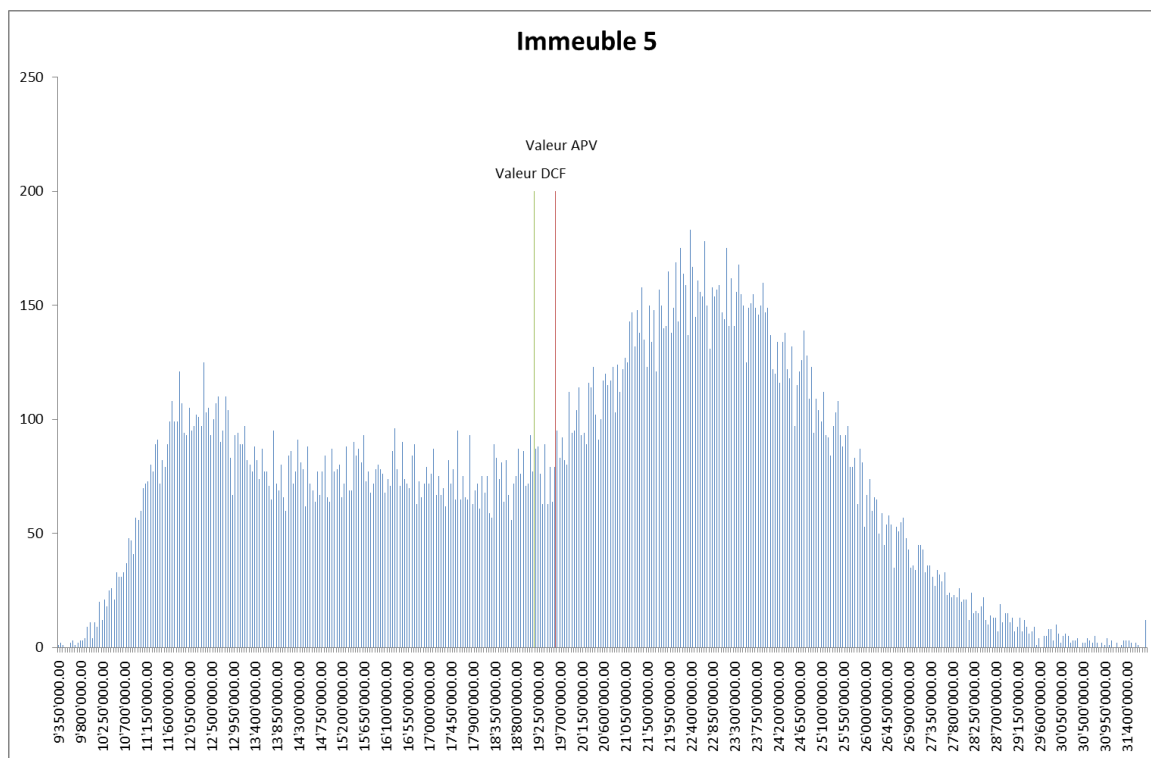
	Immeuble 7	Immeuble 8	Immeuble 9	Immeuble 10	Immeuble 11	Immeuble 12
Valeur achat	55'111'246.00	2'892'500.00	9'690'500.00	14'905'100.00	30'200'000.00	34'813'400.00
Valeur requise	59'018'416.50	3'097'566.87	10'377'518.32	15'833'430.47	30'994'092.54	37'281'533.08
Valeur DCF	113'980'000.00	6'195'000.00	18'640'000.00	15'860'000.00	35'155'000.00	41'900'000.00
APV moyenne	93'941'112.91	4'693'534.41	14'465'434.46	18'109'460.40	36'910'699.85	47'468'197.86
APV maximum	160'016'379.79	8'146'079.22	26'154'013.86	34'947'000.63	63'350'260.64	90'403'206.48
APV minimum	47'535'658.50	2'309'070.99	6'831'591.92	7'824'067.37	18'146'219.86	20'437'203.81
Δ DCF/APV	-20'038'887.09	-1'501'465.59	-4'174'565.54	2'249'460.40	1'755'699.85	5'568'197.86
Δ DCF/APV %	-18%	-24%	-22%	14%	5%	13%
Ecart-type	19'617'365.00	1'026'019.20	3'342'003.20	4'739'668.57	8'116'795.13	12'116'155.69
Ecart-type %	21%	22%	23%	26%	22%	26%
MDD moyen	-11.56%	-11.56%	-11.56%	-11.56%	-11.56%	-11.56%
MDD max	-41.07%	-41.46%	-40.93%	-41.86%	-39.80%	-42.50%
MDD min	-1.52%	-1.81%	-1.62%	-1.18%	-1.88%	-1.45%
Année vente optimale	2022	2022	2021	2019	2022	2020
Valeur terminale moyenne	90'460'166.44	4'747'505.48	15'901'781.41	22'527'107.71	36'841'943.24	57'133'704.05
Valeur terminale max	155'628'142.71	8'160'591.67	27'833'772.42	39'425'742.21	62'186'727.50	100'311'396.39
Valeur terminale min	53'626'666.22	2'708'050.47	9'491'374.58	13'195'230.17	21'635'572.37	33'245'760.22
P&L s/ achat moyen	38'829'866.91	1'801'034.41	4'774'934.46	3'204'360.40	6'710'699.85	12'654'797.86
P&L s/ achat max	104'905'133.79	5'253'579.22	16'463'513.86	20'041'900.63	33'150'260.64	55'589'806.48
P&L s/ achat min	-7'575'587.50	-583'429.01	-2'858'908.08	-7'081'032.63	-12'053'780.14	-14'376'196.19
P&L s/ DCF moyen	-20'038'887.09	-1'501'465.59	-4'174'565.54	2'249'460.40	1'755'699.85	5'568'197.86
P&L s/ DCF max	46'036'379.79	1'951'079.22	7'514'013.86	19'087'000.63	28'195'260.64	48'503'206.48
P&L s/ DCF min	-66'444'341.50	-3'885'929.01	-11'808'408.08	-8'035'932.63	-17'008'780.14	-21'462'796.19
P&L s/ RPR moyen	34'922'696.42	1'595'967.54	4'087'916.14	2'276'029.93	5'916'607.32	10'186'664.78
P&L s/ RPR max	100'997'963.30	5'048'512.35	15'776'495.54	19'113'570.16	32'356'168.11	53'121'673.40
P&L s/ RPR min	-11'482'757.99	-788'495.88	-3'545'926.40	-8'009'363.11	-12'847'872.68	-16'844'329.27
VaR APV 95%	61'117'022.16	2'979'853.45	8'880'620.51	10'205'606.08	23'334'875.60	27'274'722.91
VaR APV 99%	56'651'823.13	2'754'565.38	8'181'589.54	9'287'228.83	21'583'768.42	24'868'846.58
VaR achat 95%	6'005'776.16	87'353.45	-809'879.49	-4'699'493.92	-6'865'124.40	-7'538'677.09
VaR achat 99%	1'540'577.13	-137'934.62	-1'508'910.46	-5'617'871.17	-8'616'231.58	-9'944'553.42
VaR DCF 95%	-52'862'977.84	-3'215'146.55	-9'759'379.49	-5'654'393.92	-11'820'124.40	-14'625'277.09
VaR DCF 99%	-57'328'176.87	-3'440'434.62	-10'458'410.46	-6'572'771.17	-13'571'231.58	-17'031'153.42
VaR RPR 95%	2'098'605.66	-117'713.42	-1'496'897.82	-5'627'824.39	-7'659'216.93	-10'006'810.17
VaR RPR 99%	-2'366'593.36	-343'001.49	-2'195'928.78	-6'546'201.64	-9'410'324.12	-12'412'686.50
Excess kurtosis	-0.97	-0.98	-0.98	-0.99	-0.98	-0.99
Skew	-0.23	-0.23	-0.22	-0.22	-0.23	-0.22

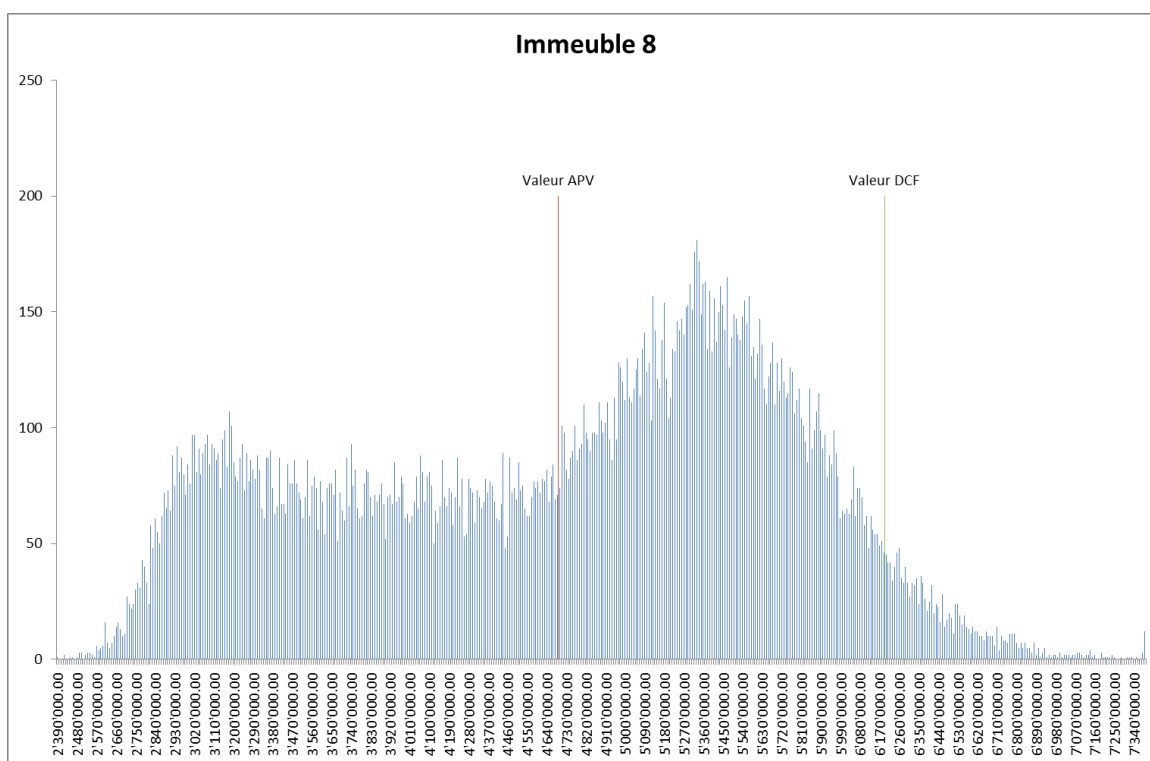
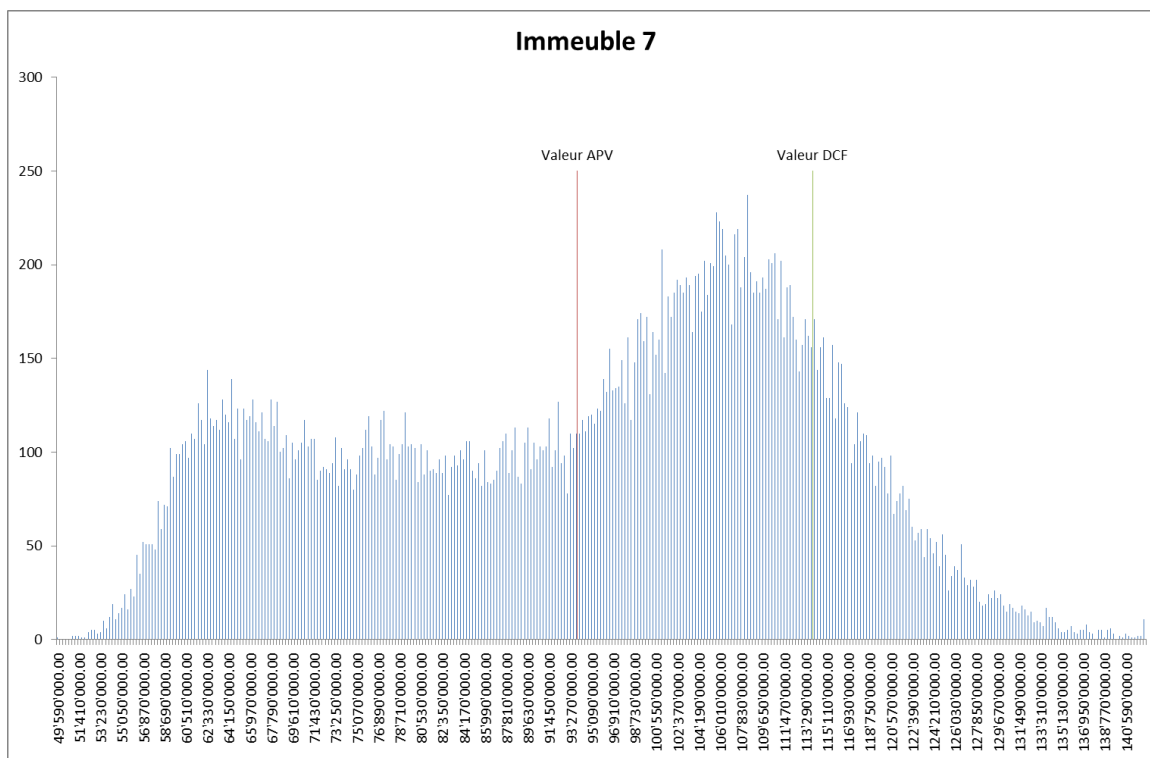
	Portfolio	Portfolio (ex 11)
Valeur achat	195'234'446.00	165'034'446.00
Valeur requise	207'490'690.20	176'496'597.66
Valeur DCF	307'251'000.00	272'096'000.00
APV moyenne	285'936'993.16	249'026'293.30
APV maximum	513'252'905.35	449'902'644.71
APV minimum	135'443'054.33	117'296'834.47
Δ DCF/APV	-21'314'006.84	-23'069'706.70
Δ DCF/APV %	-7%	-8%
Ecart-type	65'723'868.93	57'640'686.91
Ecart-type %	23%	23%
MDD moyen	-11.43%	-11.46%
MDD max	-41.06%	-41.23%
MDD min	-1.47%	-1.40%
Année vente optimale		
Valeur terminale moyenne	307'481'192.12	270'639'248.88
Valeur terminale max	532'405'182.07	470'218'454.57
Valeur terminale min	183'697'613.28	161'271'415.97
P&L s/ achat moyen	90'702'547.16	83'991'847.30
P&L s/ achat max	318'018'459.35	284'868'198.71
P&L s/ achat min	-59'791'391.67	-47'737'611.53
P&L s/ DCF moyen	-21'314'006.84	-23'069'706.70
P&L s/ DCF max	206'001'905.35	177'806'644.71
P&L s/ DCF min	-171'807'945.67	-154'799'165.53
P&L s/ RPR moyen	78'446'302.96	72'529'695.64
P&L s/ RPR max	305'762'215.16	273'406'047.05
P&L s/ RPR min	-72'047'635.87	-59'199'763.19
VaR APV 95%	176'074'256.47	152'748'980.79
VaR APV 99%	162'348'679.70	140'875'156.44
VaR achat 95%	-19'160'189.53	-12'285'465.21
VaR achat 99%	-32'885'766.30	-24'159'289.56
VaR DCF 95%	-131'176'743.53	-119'347'019.21
VaR DCF 99%	-144'902'320.30	-131'220'843.56
VaR RPR 95%	-31'416'433.73	-23'747'616.88
VaR RPR 99%	-45'142'010.50	-35'621'441.22
Excess kurtosis	-0.99	-0.99
Skew	-0.23	-0.23

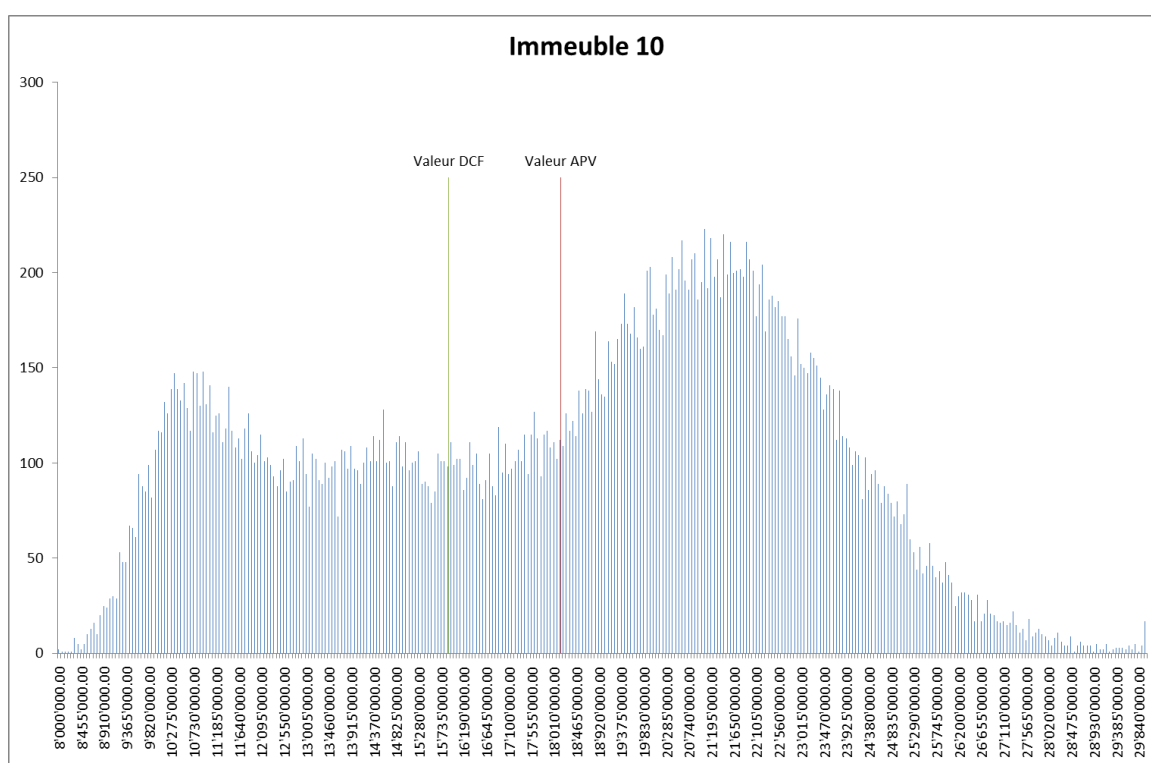
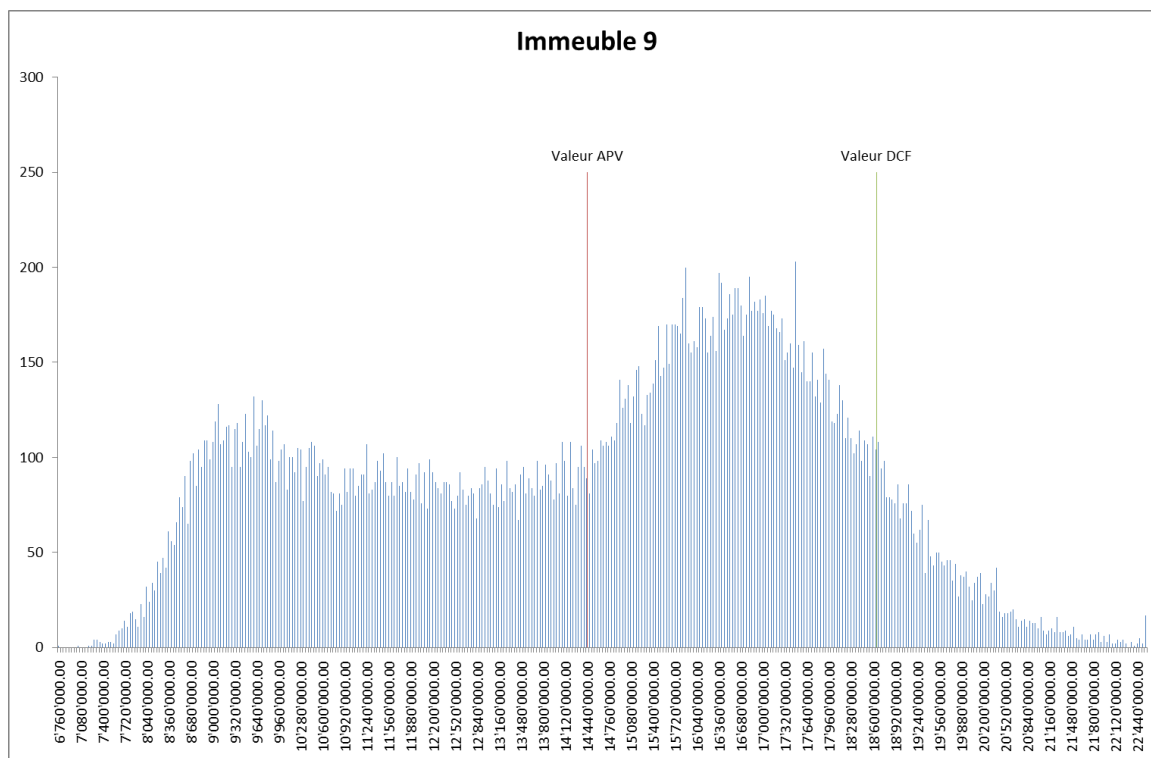
Annexe 7 : Histogrammes des valeurs

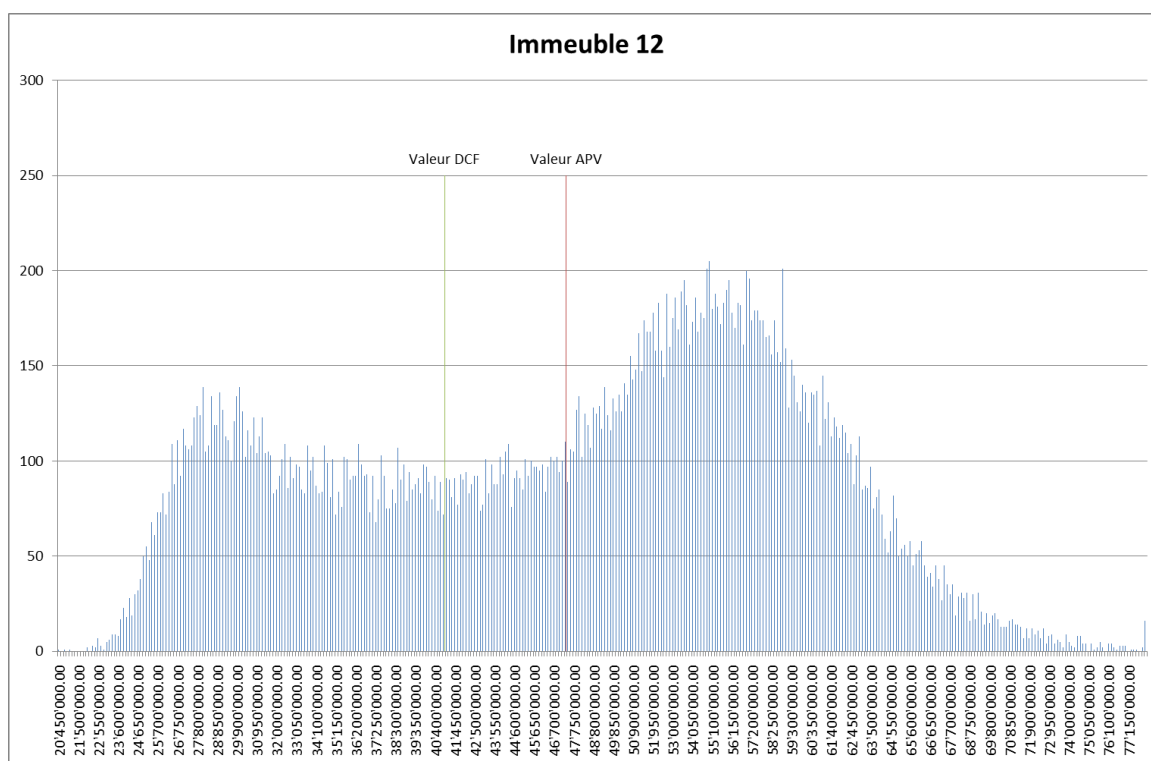
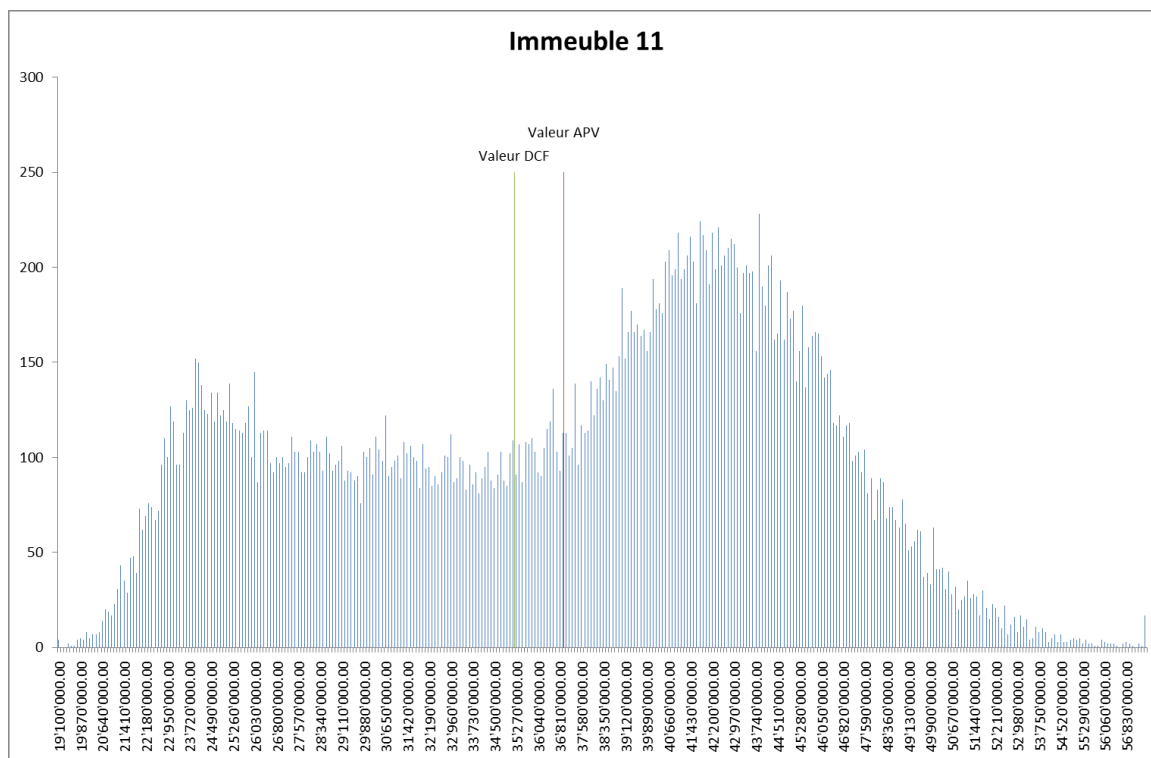


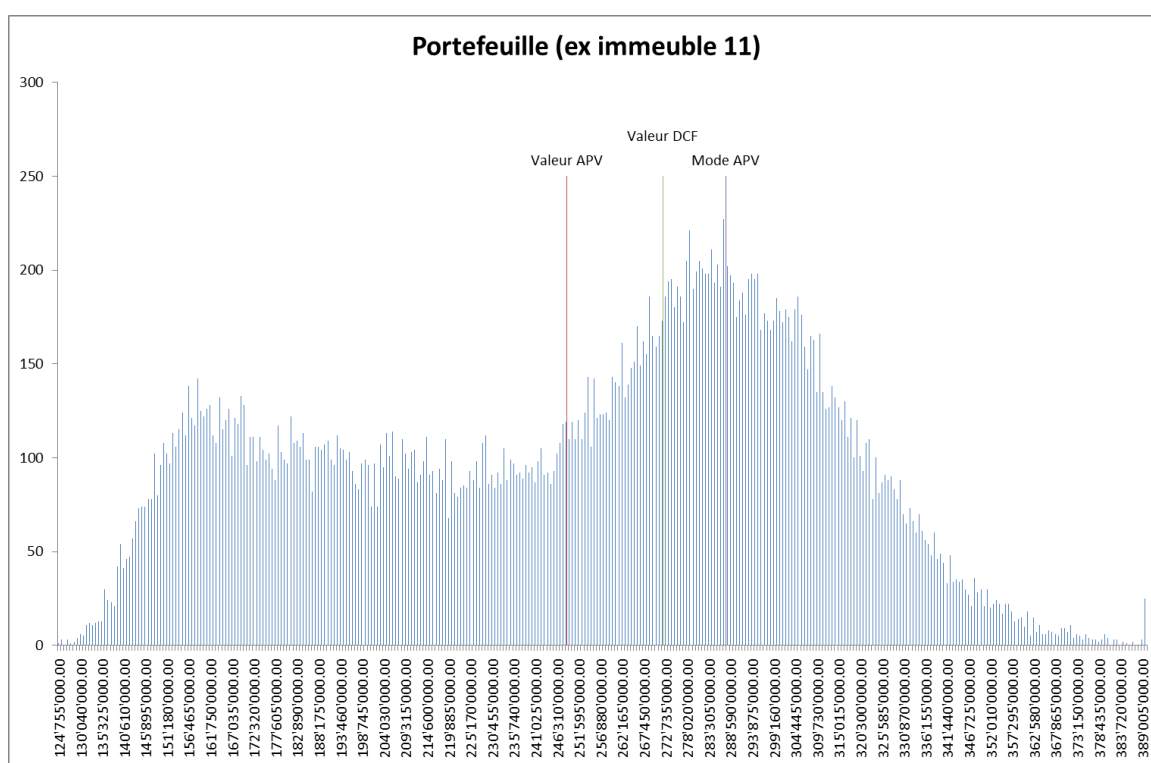
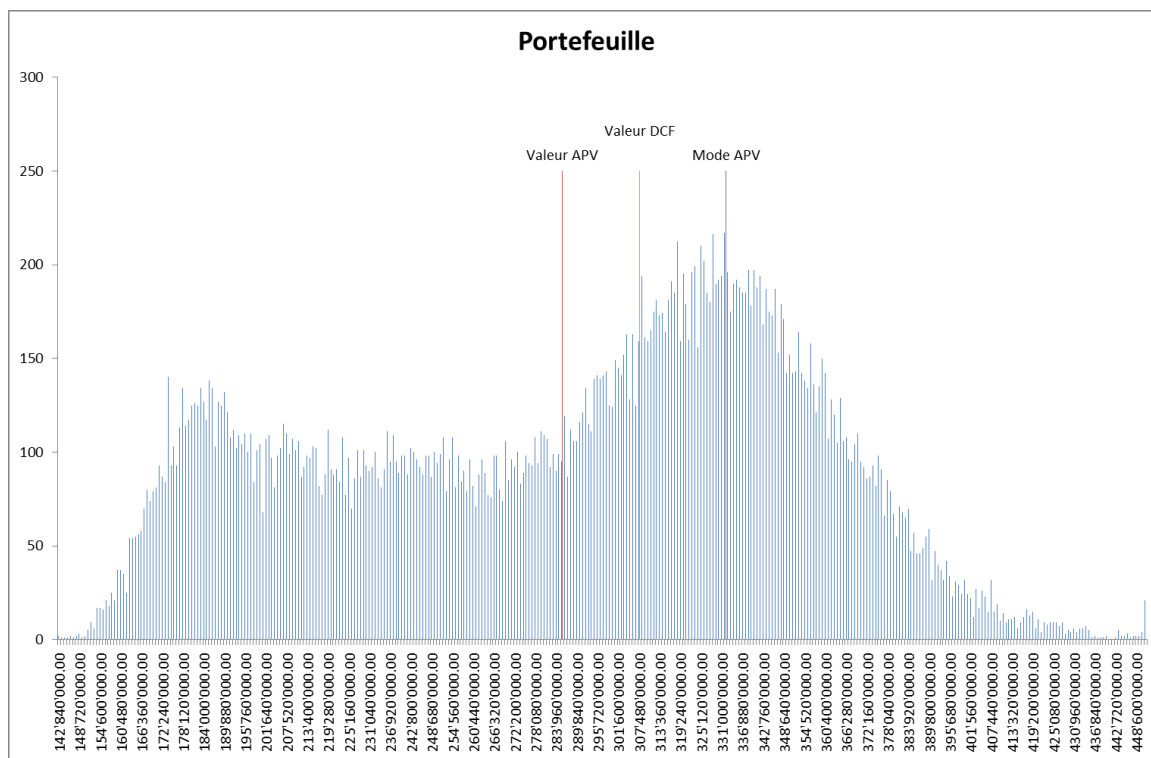












Annexe 8 : Matrice des corrélations entres les valeurs APV

	Imm. 1	Imm. 2	Imm. 3	Imm. 4	Imm. 5	Imm. 6	Imm. 7	Imm. 8	Imm. 9	Imm. 10	Imm. 11	Imm. 12	PF	PF(ex11)
Imm. 1	1	0.980	0.996	0.997	0.996	0.997	0.997	0.997	0.996	0.994	0.994	0.996	0.998	0.997
Imm. 2	0.980	1	0.981	0.981	0.983	0.982	0.980	0.981	0.982	0.984	0.979	0.985	0.986	0.986
Imm. 3	0.996	0.981	1	0.996	0.996	0.996	0.996	0.996	0.996	0.995	0.994	0.997	0.998	0.998
Imm. 4	0.997	0.981	0.996	1	0.996	0.997	0.997	0.997	0.996	0.995	0.994	0.997	0.998	0.998
Imm. 5	0.996	0.983	0.996	0.996	1	0.997	0.996	0.996	0.996	0.996	0.994	0.998	0.998	0.998
Imm. 6	0.997	0.982	0.996	0.997	0.997	1	0.997	0.997	0.996	0.995	0.994	0.997	0.998	0.998
Imm. 7	0.997	0.980	0.996	0.997	0.996	0.997	1	0.997	0.996	0.994	0.994	0.996	0.999	0.999
Imm. 8	0.997	0.981	0.996	0.997	0.996	0.997	0.997	1	0.996	0.995	0.994	0.997	0.998	0.998
Imm. 9	0.996	0.982	0.996	0.996	0.996	0.996	0.996	0.996	1	0.995	0.994	0.997	0.998	0.998
Imm. 10	0.994	0.984	0.995	0.995	0.996	0.995	0.994	0.995	0.995	1	0.992	0.997	0.997	0.997
Imm. 11	0.994	0.979	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.992	1	0.994	0.996	0.995
Imm. 12	0.996	0.985	0.997	0.997	0.998	0.997	0.996	0.997	0.997	0.997	0.994	1	0.999	0.999
PF	0.998	0.986	0.998	0.998	0.998	0.998	0.999	0.998	0.998	0.997	0.996	0.999	1	1.000
PF(ex11)	0.997	0.986	0.998	0.998	0.998	0.998	0.999	0.998	0.998	0.997	0.995	0.999	1.000	1